

Schriftenreihe des  
Rheinisch-Westfälischen Instituts  
für Wirtschaftsforschung  
Neue Folge Heft 61

# **Gesamtwirtschaftliche Modelle in der Bundesrepublik Deutschland: Erfahrungen und Perspektiven**

Herausgegeben von

Ullrich Heilemann und Jürgen Wolters



Duncker & Humblot · Berlin

# Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung

Vorstand: Prof. Dr. Paul Klemmer (Präsident),  
Prof. Dr. Ullrich Heilemann (Vizepräsident)

Verwaltungsrat: Heinrich Frommknecht (Vorsitzender); Prof. Dr. Dr.h.c. Reimut Jochimsen, Joachim Kreplin, Dr. Dietmar Kuhnt (stellv. Vorsitzende); Dr. Walter Aden, Dr. Holger Berndt, Jörg Bickenbach, Dr.h.c. Manfred Bodin, Klaus Bünger, Dr. Wilfried Czernie, Prof. Dr. Walter Eberhard, Prof. Dr. Harald B. Giesel, Prof. Dr. Jürgen Gramke, Weihbischof Franz Grave, Peter Hohlfeld, Ulrich Hombrecher, Günter A. Jerger, Angelika Marienfeld, Helmut Mattonet, Gerd Müller, Rolf Hermann Nienaber, Dr. Henning Osthuus-Albrecht, Hans-Jürgen Reitzig, Klaus Schloesser, Franz Gustav Schlüter, Dr. Horst Schöberle, Dieter Schulte, Dr. Rudolf Stützle, Christa Thoben, Dr. Ruprecht Vondran, Dr. Gerd Willamowski

---

## Schriftenreihe des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung Neue Folge Heft 61

Schriftleitung: Prof. Dr. Paul Klemmer  
Redaktionelle Bearbeitung: Joachim Schmidt

ULLRICH HEILEMANN UND JÜRGEN WOLTERS (HRSG.)

Gesamtwirtschaftliche Modelle in der Bundesrepublik Deutschland:  
Erfahrungen und Perspektiven

SCHRIFTENREIHE DES RHEINISCH-WESTFÄLISCHEN  
INSTITUTS FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG ESSEN

NEUE FOLGE HEFT 61

# **Gesamtwirtschaftliche Modelle in der Bundesrepublik Deutschland: Erfahrungen und Perspektiven**

Herausgegeben von

Ullrich Heilemann und Jürgen Wolters



Duncker & Humblot · Berlin

Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme

**Gesamtwirtschaftliche Modelle in der Bundesrepublik  
Deutschland** : Erfahrungen und Perspektiven / hrsg. von Ullrich  
Heilemann und Jürgen Wolters. – Berlin : Duncker und Humblot,  
1998

(Schriftenreihe des Rheinisch-Westfälischen Instituts für  
Wirtschaftsforschung Essen ; N. F., H. 61)  
ISBN 3-428-09572-3

Alle Rechte vorbehalten

© 1998 Duncker & Humblot GmbH, Berlin

Fotoprint: Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin

Printed in Germany

ISSN 0720-7212

ISBN 3-428-09572-3



## Vorbemerkungen

Mit dem vorliegenden Band werden die Ergebnisse eines Workshops zu den Erfahrungen und Perspektiven gesamtwirtschaftlicher Modelle in der Bundesrepublik Deutschland vorgelegt, der am 29. und 30. November 1996 in Essen stattfand. Ein generelles Ziel derartiger Workshops aus Sicht des Instituts sind der konzentrierte Informationsaustausch und die Stimulierung der Diskussion innerhalb einer vergleichsweise kleinen Gruppe von Experten des jeweiligen Fachgebiets. Für die Institutsarbeit versprechen wir uns davon vielfältige theoretische, methodische und inhaltliche Anregungen – von der Produzenten- wie von der Nachfragerseite. Zugleich hoffen wir, die Ergebnisse und Erfahrungen schnell in die Fachdiskussion einführen zu können. Nicht zuletzt geht es uns aber auch darum, den weniger unmittelbar in der Modellarbeit Engagierten einen kompetenten und vor allem aktuellen Überblick über den Stand der Kunst zu geben, wobei die hier wiedergegebenen Beiträge deutlich machen, daß der Anteil der „Kunst“ sehr viel geringer ist, als von Außenstehenden oft vermutet und kolportiert wird. Die Erfahrungen mit dem ersten Workshop dieser Art waren jedenfalls für das Institut und namentlich für die Konjunkturabteilung sehr ermutigend.

Für die Anregung, die engagierte Begleitung bei der Vorbereitung und bei der Leitung der Veranstaltung sowie bei der Herausgabe dieses Bandes sind wir Herrn Prof. Dr. Jürgen Wolters, Freie Universität Berlin, zu besonderem Dank verpflichtet. Die Organisation übernahm Herr Dr. Dirk Soyka, unterstützt von Frau Claudia Lohkamp. Die redaktionelle Betreuung des Bandes lag in den Händen von Herrn Joachim Schmidt unter Mitarbeit von Frau Anette Hermanowski. Nicht zuletzt gilt der Dank den Herren Prof. Dr. Joachim Frohn, Prof. Dr. Hans Schneeweiß, Prof. Dr. Götz Uebe sowie Prof. Dr. Jürgen Wolters, die die einzelnen Sitzungen leiteten, und natürlich allen Referenten und Diskutanten.

Die Veranstaltung wurde vom Initiativkreis „Pro Ruhrgebiet“ finanziell unterstützt, dem wir dafür danken.

Essen, November 1997

Rheinisch-Westfälisches Institut  
für Wirtschaftsforschung

Paul Klemmer





## Prof. Dr. Uwe Westphal in memoriam

Am 16. Dezember 1996 verstarb unser verehrter Kollege Prof. Dr. Uwe Westphal nach längerer schwerer Krankheit. Trotz erheblicher Beeinträchtigungen seiner Leistungsfähigkeit durch sein Krebsleiden hat er ohne Zögern noch im Frühsommer 1996 einen Vortrag für diese Tagung über makroökonomische Modelle in der Bundesrepublik zugesagt. Im September kam dann die Absage, nachdem feststand, daß für ihn keine Heilungschancen mehr bestehen und daß sein Gesundheitszustand eine Teilnahme an dieser Konferenz nicht mehr erlaubt.

Uwe Westphal hatte sich schon früh der empirischen Forschung zugewandt. In seiner Habilitationsschrift hat er Ende der sechziger Jahre eine ökonomische Analyse der Geldnachfrage und des Geldangebots in der Bundesrepublik durchgeführt.

Aber sein Name ist vor allem mit dem SYSIFO-Modell verbunden, das er – zunächst zusammen mit Gerd Hansen – entwickelt und in den achtziger Jahren zu einem leistungsfähigen Instrument der Prognose und Politikanalyse ausgebaut hat.

Sein Credo war, daß die Wirtschaftswissenschaft und insbesondere die für die Wirtschaftspolitik wichtige Makroökonomik nicht für die Analyse unterschiedlicher Länder und Zeiträume auf den gleichen Modellen beruhen darf, sondern eine empirische Basis benötigt, um fruchtbar zu sein. Er hat dieses Credo sowohl in dem Buch über „Makroökonomik“ als auch in dem von ihm und George de Menil bei North-Holland herausgegebenen Band über einen Modellvergleich der deutschen und französischen Wirtschaft formuliert:

„Die Makroökonomik muß an einer konkreten Volkswirtschaft orientiert sein und dies zwingt dazu, sie als Erfahrungswissenschaft zu verstehen, die ohne Wirtschaftsstatistik und ohne Anwendung empirischer Methoden nicht auskommt.“ Er war sich dabei stets bewußt, daß auch empirische Forschung nicht zu letzten, unverrückbaren Antworten der Wissenschaft führt. „Aber sie trägt dazu bei, unsere Vorurteile über wirtschaftliche Zusammenhänge aufzudecken und die Unkenntnis zu verringern“, heißt es wörtlich im Vorwort zu dem Buch „Makroökonomik“. Hier wird – auch im Hinblick auf die eigene Leistung – Bescheidenheit und Redlichkeit erkennbar. Seine Bescheidenheit wird noch deutlicher, wenn er in demselben Vorwort den Kollegen Dank sagt, die einzelne Kapitel des Buches vor der Veröffentlichung gelesen haben, und schreibt: „Ihr Einfluß (auf das Buch) war durch meine Uneinsichtigkeit begrenzt.“ Er war selbstkritisch und zugleich fest überzeugt von der Richtigkeit der eigenen Vorstellungen.

Ein wesentlicher Teil seiner Forschungstätigkeit galt der Entwicklung des Konjunkturmodells SYSIFO (SYstem for SIMulation and FOrecasting), das gekennzeichnet ist durch

- eine strenge wirtschaftstheoretische Basis im Sinne der neoklassischen Synthese, in der die Angebots- und Nachfrageseite gleichrangig sind, und
- eine möglichst realitätsnahe Abbildung der strukturellen und institutionellen Besonderheiten der Bundesrepublik.

Letzteres erforderte die Berücksichtigung branchenspezifischer Entwicklungen durch die Integration einer Input-Output-Analyse sowie eine detaillierte Nachbildung des Steuer- und Sozialabgabensystems und seiner Verteilungswirkungen bis hin zu Verhaltensgleichungen für die Zentralbank.

Er hielt wenig vom Meinungsstreit über das wahre Modell, der seit den siebziger Jahren die Makroökonomik durchzieht. Dort, wo neue Gedanken erkennbar einen Fortschritt darstellten, hat er sie bereitwillig in das Modell aufgenommen, wie z.B. die Theorie rationaler Erwartungen.

Kein anderes ökonometrisches Modell für die Bundesrepublik bildet institutionelle Regelungen in ähnlicher Perfektion ab. Ohne Uwe Westphals Liebe zum Detail und die ständige Forderung an sich selbst, das Erreichte zu verbessern, wäre ein so umfangreiches Modell nicht möglich gewesen. Es wäre daraus auch nicht gleichzeitig eine benutzerfreundliche PC-Version entstanden, die in dieser Form in Deutschland einmalig ist.

Wegen seiner Gründlichkeit hat es zehn Jahre gedauert, bis die erste geschlossene Darstellung des SYSIFO-Modells veröffentlicht wurde. Für ihn war das SYSIFO-Modell nicht für einige Veröffentlichungen gedacht, sondern ein sich langfristig weiterentwickelndes Projekt. Das SYSIFO-Modell hat wie kein anderes Modell der Bundesrepublik Anwendung insbesondere in der internationalen Politikanalyse und -beratung gefunden, und dies ist vor allem ihm zu verdanken.

Es wurde der deutsche Beitrag zu dem von der UN finanzierten LINK-Projekt sowie das Simulationsmodell für die Bundesrepublik im Rahmen des EUROLINK-Projektes. Es wurde für den schon erwähnten Vergleich zwischen der Bundesrepublik und Frankreich verwendet, und es wird vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) der Bundesanstalt für Arbeit zur Analyse der Arbeitslosigkeit in Deutschland und Strategien zu ihrer Bekämpfung eingesetzt. Diese Zusammenarbeit hat zu einer noch stärkeren Berücksichtigung sozialpolitischer Verteilungsmechanismen im SYSIFO-Modell geführt.

Vor allem diese drei großen Projekte haben neben anderen Tätigkeiten, wie z.B. der Gutachtertätigkeit für die DFG, Uwe Westphals Arbeitszeit bis an die Grenze des Zumutbaren in Anspruch genommen. Er hat vor den Abgabeterminen von Prognosen häufig aus der Reserve gelebt. Er ist trotz dieser internationalen Anerkennung stets bescheiden geblieben.

Uwe Westphal war aber auch ein engagierter Hochschullehrer. Für seine Studenten hatte er trotz der großen Vorlesungen – oder vielleicht auch ihretwegen – immer genügend Zeit. Vor allem aber fühlte er sich ihnen gegenüber verantwortlich, wenn es um Reformen der Ausbildung ging. Natürlich hatte er eine präzise Vorstellung, was Studenten am Ende ihres Studiums können (nicht wissen) sollten. Ich zitiere aus dem Vorwort des Buches „Makroökonomik“:

„Ein Student muß am Ende seines Studiums darauf vorbereitet sein, ... gesamtwirtschaftliche Situationen selbständig zu analysieren, die Erfolgsaussichten wirtschaftspolitischer Programme zu beurteilen und – unter Anleitung von erfahrenen Ökonomen – gesamtwirtschaftliche Entwicklungen zu prognostizieren.“ Es wäre ein Erfolg, wenn wir sagen könnten, daß dieses Ziel von 50 vH unserer Studenten erreicht wird.

Es hat lange gedauert, bis er erste Anzeichen seiner Erkrankung ernst nahm. Seine vielfältigen Verpflichtungen ließen ihm wenig Zeit, sich mit sich selbst zu befassen. In Anbetracht des Todes machte er sich Vorwürfe, daß er zu lange zuviel Energie in seine Forschung gesteckt hatte und nun keine Zeit mehr bliebe, dies zu korrigieren. Aber für ihn war die Wissenschaft auch das Hobby. Da er von ganzem Herzen Wissenschaftler war, hat er ein erfülltes Leben durch die Arbeit gehabt, auch wenn es so abrupt endete.

Sein früher Tod ist ein großer Verlust für die makroökonomische Forschung in Deutschland, aber vor allem auch für die daraus abgeleitete Politikberatung auf internationaler Ebene. Für uns Makroökonometriker wird er unvergessen bleiben, nicht nur wegen seiner hervorragenden wissenschaftlichen Leistungen, sondern auch wegen seines ruhigen, stets ausgeglichenen Charakters sowie seiner Fähigkeit, zuzuhören und wertvolle Ratschläge zu geben.

Kiel, 27. Januar 1997

Gerd Hansen



## Inhaltsverzeichnis

Gesamtwirtschaftliche ökonometrische Modelle: Einführung und Zusammenfassung

Von Ullrich Heilemann und Jürgen Wolters . . . . . 13

### **Erfahrungen mit gesamtwirtschaftlichen Modellen in der Bundesrepublik**

Probleme und Perspektiven in der Verwendung des makro-ökonometrischen Modells der Deutschen Bundesbank

Von Wilfried Jahnke . . . . . 27

Das Freiburger Modell: Erklärungs- und Prognosegüte sowie die Modellierung zeitvariabler Parameter und vereinigungsbedingter Effekte

Von Dietrich Lüdeke . . . . . 47

Erfahrungen mit dem RWI-Konjunkturmodell 1974 bis 1994

Von Ullrich Heilemann . . . . . 61

Deutsche Einheit und europäische Integration im Spiegel eines makro-ökonometrischen Modells: Ein Bericht über das SYSIFO-Modell

Von Oliver Dieckmann und Uwe Westphal . . . . . 95

Ein makroökonometrisches Ungleichgewichtsmodell für die westdeutsche Volkswirtschaft 1960 bis 1994: Konzeption, Ergebnisse und Erfahrungen

Von Wolfgang Franz, Klaus Göggelmann und Peter Winker . . . . . 115

Gesamtwirtschaftliche Modelle aus der Sicht der Konsumenten: die nationale Perspektive

Von Hans-Günther Süßer . . . . . 167

Gesamtwirtschaftliche Modelle aus der Sicht der Konsumenten: die internationale Perspektive

Von Jürgen Kröger . . . . . 177

**Perspektiven der Modellarbeit**

Makroökonomische Modelle und Kointegration

Von Jürgen Wolters . . . . . 181

Strukturstabilität in Cointegrationsbeziehungen

Von Gerd Hansen . . . . . 193

Datenqualität

Von Horst Rinne . . . . . 215

Real Business Cycle Modelle – eine Alternative zu herkömmlichen makroökonomischen Konjunkturmodellen?

Von Bernd Lucke . . . . . 229

Internationale Perspektive: Zur Leistungsfähigkeit von Mehrländer-Modellen

Von Roland Döhrn und Josef Schira . . . . . 255

Verzeichnis der Teilnehmer . . . . . 275

# Gesamtwirtschaftliche ökonometrische Modelle: Einführung und Zusammenfassung

Von Ullrich Heilemann und Jürgen Wolters

Makroökonomische Modelle sind auch in Deutschland aus der kurzfristigen Wirtschaftsprognose und der Prozeßanalyse nicht mehr wegzudenken<sup>1</sup>. Nutzung und die Akzeptanz der Ergebnisse sind freilich unterschiedlich stark ausgeprägt. Vorreiter ist seit einiger Zeit der private Sektor, namentlich der Bankenbereich, die staatliche Wirtschaftspolitik verhielt sich dagegen lange Zeit eher zögerlich, sieht man von der Deutschen Bundesbank ab. Der Umfang der eigentlichen Modell- und Prognoseindustrie<sup>2</sup> bewegt sich allerdings noch immer in engen Grenzen und wird stark von den deutschen Repräsentanten US-amerikanischer Unternehmen geprägt.

Die Bedeutungsgewinne der Modelle als *Methode* sollten jedoch nicht übersehen lassen, wie sehr sie und ihre Ergebnisse darüber hinaus hierzulande auch das makroökonomische Denken verändert haben: So wird heute z.B. bei der Beurteilung finanzpolitischer Maßnahmen überzeugender zwischen den direkten und indirekten Wirkungen makroökonomischer Impulse unterschieden, Größenordnungen und Bedingungen von Multiplikatoreffekten oder die Wirkungsverzögerungen der Geldpolitik sind sehr viel deutlicher geworden, und die Konsequenzen prozeßpolitischer Maßnahmen des Auslandes auf die deutsche und die internationale Wirtschaftsentwicklung finden adäquatere analytische Berücksichtigung.

Wie nicht anders zu erwarten, vollzog sich der Bedeutungsgewinn der Modelle nicht stetig. Den euphorischen Phasen der fünfziger und sechziger Jahre folgten auch bei uns Phasen der Ernüchterung und des Skeptizismus, die mittlerweile ihrerseits einem pragmatischen, realistischen Verständnis von der Rolle und den Möglichkeiten dieser Modelle gewichen sind, stimuliert von vielfältiger Kritik an den Modellen einerseits und unerwarteten Erfahrungen der *modelling community* andererseits.

Hinsichtlich der ökonomischen Kritik genügen hier die Hinweise auf die generelle Disreputation der Makroökonomie in den siebziger Jahren, vor allem in den Vereinigten Staaten, die *Lucas-Kritik* und die Hypothese der Rationalen Erwartungen (RE), die

- 
- 1 Vgl. dazu z.B. die Angaben bei G. Uebe and P. Fischer (Eds.), *Macro-Econometric Models*. Aldershot u.a. 1992.
  - 2 Einen guten Überblick über Umfang, Dynamik und Bestimmungsgründe ihrer Entwicklung in den angelsächsischen Ländern bietet aus industrieökonomischer Sicht M. Daub, *Canadian Economic Forecasting – in a World Where all's Unsure*. Kingston 1987.

Forderung nach mikroökonomischer Fundierung oder die Kritik von *Sims* speziell an den *ad hoc*-Spezifikationen. Die Modellbauer hielten dem zunächst wenig entgegen, mittlerweile hat sich dies geändert: Die empirische Relevanz der kritisierten Versäumnisse erwies sich z.B. mit Blick auf die Lucas-Kritik als sehr viel bescheidener als behauptet, die vorgeschlagenen Ansätze, insbesondere bei der Implementierung der RE in ihrer strengen Form, offenbarten ihrerseits erhebliche Probleme, und der Ertrag stand selten in einem vertretbaren Verhältnis zum Aufwand. Was nicht bedeutet, daß der Weg zu diesen Erkenntnissen nicht über interessante Ergebnisse geführt hätte, wie z.B. die Nutzung der modellendogenen Erwartungen und das Überdenken der adaptiven Erwartungsbildung. Aus ökonometrischer Sicht hatte die Kritik zunächst bei den verwendeten Schätzverfahren und bei der Praxis des *fine tuning* und der *add*-Faktoren angesetzt. Während die Schätzproblematik sich mit Blick auf die Robustheit des Kleinste-Quadrate(KQ)-Verfahrens oder durch Verwendung zweistufiger Verfahren entschärfte, blieb das *fine tuning* ungeachtet aller vertretbaren Begründungen ein Stein des Anstoßes. – Vergleichbares gilt hinsichtlich der vermeintlichen oder tatsächlichen Komplexität oder schweren Durchschaubarkeit der Modellstrukturen und -reaktionen, wie sie sich bei einem Umfang von 100 und oft mehr Gleichungen notwendigerweise ergibt, ohne dabei die letztlich subjektive Dimension dieses Vorwurfs zu übersehen. Schließlich ist noch die Kritik seitens der traditionell orientierten Wirtschaftsforscher bzw. konkurrierender Prognosemethoden (Symptomatologie, „Iterative VGR-Methode“) zu nennen, die den Modellen eine unzureichende und unreflektierte Nutzung des statistischen Datenangebots vorwarfen – ein Vorwurf, der mit dem Einzug der Modelle in die praktische Konjunkturprognose wohl hinfällig geworden ist.

Was die unterschiedlichen makroökonomischen Positionen betrifft, so wird zumindest für die Vereinigten Staaten mittlerweile eine erhebliche Annäherung konstatiert<sup>3</sup>. In Deutschland hatten zwar Modelle des *Early Keynesianismus*, *Monetarism*, *Early New Classical* (Economics), *Real Business Cycles* (RBC)-Typs angesichts des späten Starts und der geringeren Anzahl von Modellen weniger tiefe Spuren hinterlassen, gleichwohl dürfte auch hier eine gewisse Annäherung der unterschiedlichen theoretischen Modellfundierungen und Reaktionsweisen zu registrieren sein, zumal die geringere Bedeutung der kommerziell orientierten Modelle nicht zu Profilierungen *à tout prix* wie in den Vereinigten Staaten zwang. Die Relevanz der Geldpolitik, ein großer Einfluß von „Fiskal-“ oder „Geldschocks“ und eine hohe Elastizität des Angebots bei geringer zyklischer Varianz werden jedenfalls ebensowenig bestritten wie eine proportionale Inflationsreaktion der langfristigen *Phillips*-Kurve, eine langsame Anpassung der Faktorentgelte an gesamtwirtschaftliche Nachfrageänderungen oder „rationale“ Preis-erwartungen.

Was die „unerwarteten Erfahrungen“ der modelling community angeht, so steht wohl an erster Stelle die einer Bescheidung in ihrer Schiedsrichterrolle in theoretischen wie in empirischen Fragen. Die von einigen für die Ökonometrie beanspruchte<sup>4</sup> oder von

---

3 Vgl. hierzu und dem folgenden A.S. Blinder, Comment: Déjà vu all over again. In: M.T. Belongia and M.R. Garfinkel (Eds.), *The Business Cycle: Theories and Evidence*. Proceedings of the Sixteenth Annual Economic Policy Conference of the Federal Reserve Bank of St. Louis. Boston 1992, S. 191ff.

4 Vgl. L.R. Klein, *The Use of Econometric Models as a Guide to Economic Policy*. „Econometrica“, vol. 10 (1947), S. 111ff.



ihr erwartete Klärung theoretischer Fragen – etwa die nach „der“ Konsum- oder „der“ Investitionsfunktion – konnte von ihnen ebensowenig geleistet werden wie die Identifikation einer einzigen Konsum- oder Investitionsfunktion für alle Zeiten und Länder. Mit der strukturellen, vielfach aber lediglich schlicht historischen Relativierung der Ergebnisse blieb man bisher hinter den – selbst genährten – ambitionierten Erwartungen zurück. Ernüchternde Erfahrungen waren auch bezüglich der Leistungsfähigkeit der Modelle insgesamt, genauer ihrer Prognosegenauigkeit, zu verzeichnen. Sie blieb gleichfalls hinter den von den Modellbauern gehegten Erwartungen zurück und war kaum größer als die der *judgemental*-Verfahren, die abzulösen die Modelle ebenfalls angetreten waren.

Auch bei diesem Bild sollte es freilich nicht bleiben. Die Modelle reagierten auf die Kritik ebenso wie auf die neuen theoretischen und methodischen Möglichkeiten, unterstützt von den rechentechnischen Fortschritten dank der EDV. Modellentwicklung und Erfahrungen der Modellbauer mit unterschiedlichen Ansätzen auf der Ebene der einzelnen Gleichungen wie des Gesamtmodells, der Prognose und der Simulation gewannen an Breite und Tiefe. Die modelling community wurde sich der Notwendigkeit bewußt, ihre Erfahrungen regelmäßig auszutauschen. Seit der *Harvard-Konferenz* von 1969<sup>5</sup> bilden Modell-Konferenzen jedenfalls einen festen Bestandteil der Modellarbeit, seit den achtziger Jahren komplementiert von längerfristigen Analysen des makroökonomischen Modellbaus<sup>6</sup>. Für Deutschland wäre etwa an die Konferenzen 1981 in *Berlin*<sup>7</sup> und 1983 in *St. Augustin*<sup>8</sup> zu erinnern. Der Nutzen eines solchen Austausches für die Modellbauer liegt auf der Hand, immerhin wird auf diese Weise ein Überblick über das aktuelle Geschehen vermittelt und, in engen Grenzen, auch ein Vergleich der Modellreaktionen und -leistungen ermöglicht<sup>9</sup>, der anders nur schwer herzustellen ist. Weniger inspirierend scheint der Nutzen dieser Veranstaltungen für die Modelladressaten – also die Wirtschaftspolitik – einerseits und die „vorgelagerten Bereiche“ – wie Statistik und makroökonomische Theorie – andererseits gewesen zu sein. Sie kamen bei diesen Veranstaltungen wenig zu Wort – durchaus auch zum Schaden der Modellbauer!

- 
- 5 Vgl. B.G. Hickman (ed.), *Econometric Models of Cyclical Behavior*. (Studies in Income and Wealth, vol. 36.) New York 1972.
  - 6 Vgl. z.B. R.G. Bodkin, L.R. Klein and K. Marwah, *A History of Macroeconometric Model-Building*. Aldershot 1991; M.S. Morgan, *The History of Econometric Ideas*. Cambridge 1990; O. Eckstein, *The DRI-Model of the U.S. Economy*. New York 1983, S. 1ff.
  - 7 Vgl. B. Gahlen and M. Sailer (Eds.), *Macroeconometric Modelling of the West German Economy*. Berlin 1985.
  - 8 Vgl. H. G. Langer, J. Martiensen und H. Quinke (Hrsg.), *Simulationsexperimente mit ökonomischen Makromodellen – Modellforum '83 – GMD-Workshop vom 11.–13.4.1983*. München 1984.
  - 9 Mittlerweile hat in dieser Hinsicht das *Macroeconomic Modelling Seminar* der Universität von Warwick neue Wege und Maßstäbe der Modellanalyse gesetzt, aber Nachahmer hat es weder in den Vereinigten Staaten noch auf dem Kontinent gefunden. Zu Konzept und Ergebnissen vgl. die Darstellung des Leiters dieses Projektes K.F. Wallis, *Empirical Models of Macroeconomic Policy Analysis*. In: R.C. Bryant u.a. (Eds.), *Empirical Macroeconomics for Interdependent Economies*. Washington, D.C., 1988, S. 225ff.; ders., *Der Vergleich makroökonomischer Modelle – Erfahrungen des ESRC Macroeconometric Modelling Bureau der Universität Warwick*. „RWI-Mitteilungen“, Jg. 45 (1994), S. 303ff.

Vor diesem Hintergrund hatte sich der RWI-*Workshop* „Gesamtwirtschaftliche Modelle für die Bundesrepublik Deutschland: Erfahrungen und Perspektiven“ vorgenommen, nach mehr als einem Jahrzehnt der Unterbrechung wieder an die Übung der Modellkonferenzen anzuknüpfen. Neben den Modellbauern sollten sich allerdings auch Adressaten der Modellergebnisse sowie Vertreter der angewandten Ökonometrie und der Statistik zu einer Bestandsaufnahme und zur Erörterung der Perspektiven der Modellarbeit zusammenfinden. (Die Liste der Teilnehmer findet sich im Anhang.) Der konkrete Zeitpunkt ergab sich nicht zuletzt aus der deutschen Vereinigung und ihren unmittelbaren und mittelbaren Folgen, die in jedem Fall Grund sind, die Modelle zu überarbeiten. Die Form des Workshops – anstelle der inhaltlich stark vorgeprägten „Modellkonferenz“ – sollte eine möglichst große Freiheit, Offenheit und Spontaneität des Austausches gewährleisten. Die bei den Konferenzen üblicherweise zu beantwortenden Fragen nach den Prognose-, Simulations- oder sonstigen Modelleistungen wurden nicht gestellt – es erschien den Organisatoren fraglich, ob dabei sehr viel Neues zu erfahren gewesen wäre. Diesbezügliche Auskünfte der Modellbauer schloß dies selbstverständlich nicht aus, aber im Mittelpunkt sollten andere Fragen stehen: Welche Erfahrungen haben die deutschen Modellbauer mit den zunehmenden Angeboten der makroökonomischen Theorie und der Ökonometrie gemacht? Welche Überlegungen haben sie veranlaßt, diese anzunehmen oder zu ignorieren? Entsprechen diese Angebote den Problemen und den Erfordernissen des makroökonomischen Modellbaus? Wie vollzieht sich generell die Überarbeitung der Modelle? Was sind die Anlässe dazu, und in welchen Abständen wird darüber nachgedacht? Welche Rolle spielen Änderungen der internen und der externen, namentlich wirtschaftspolitischen Anforderungen an den Informationsgehalt der Modelle? Welche Konsequenzen hatte der Übergang der Wirtschaftspolitik von der kurzfristigen zur längerfristigen Orientierung? Wie wurde den wachsenden Problemen der Arbeitslosigkeit und des Staatsdefizits Rechnung getragen? Läßt sich für die Modelle eine steigende Bedeutung des monetären Sektors diagnostizieren bzw. worin kommt sie zum Ausdruck und wie wird sie ggf. berücksichtigt? Spiegeln sich z.B. in den Außenhandelssteilen die wachsende Internationalisierung und Globalisierung der deutschen Volkswirtschaft? Muß das Konzept des nationalen Modells aufgegeben werden, und tragen die internationalen Modelle den theoretischen Erfordernissen und Kenntnissen einerseits und den theoretischen und empirischen Möglichkeiten andererseits hinreichend Rechnung? Wie stellen sich diese Probleme angesichts der eher knapper werdenden ökonomischen Ressourcen der Modellbauer dar?

Die Organisatoren waren sich darüber im klaren, daß im Rahmen des Workshops nicht auf alle diese Fragen befriedigende Antworten erwartet werden konnten. Eine Ursache dafür war die große Präsenz von Modell-Produzenten, die einen Teil dieser Fragen mit Hinweisen auf Defizite der ökonomischen Theorie sowie ihrer Umsetzung und – wie zu befürchten – ihre beschränkten Ressourcen beantworten konnten. Eine weitere Ursache dürfte in der in Theorie wie Praxis der Ökonometrie bis vor kurzem noch sehr ausgeprägten Vorliebe zu sehen sein, von möglichst dauerhaften Beziehungen auszugehen und diese zu identifizieren zu suchen, wie auch in ihrer relativen Zurückhaltung, sich Fragen der *model reliability*<sup>10</sup> zuzuwenden. Die erforderliche Beschränkung der

---

10 Vgl. dazu z.B. den Konferenzband von D.A. Belsley and E. Kuh (Eds.), *Model Reliability*. Cambridge, MA, 1986.

Teilnehmerzahl hatte einen Verzicht auf kommerzielle Modellbauer zur Konsequenz, was zwar insgesamt die Breite des Spektrums auf der Angebots- wie auf der Nachfrageseite reduzierte, aber das Interesse dieser Gruppe an den genannten Fragestellungen ist ohnehin aus verständlichen Gründen nicht sehr ausgeprägt<sup>11</sup>. Stärker wird man Beiträge von Vertretern der makroökonomischen Theorie wie auch der konkurrierenden Methoden vermissen, aber immerhin darf mindestens einer der Referenten als Anhänger der sog. analytischen Methode der Konjunkturdiagnose und -prognose bezeichnet werden. Da sich die frühere Dichotomisierung zwischen makroökonomischen Modellen und Zeitreihenmodellen in der neueren Entwicklung immer stärker verwischt, fiel die Abwesenheit prononcierter Vertreter der letzteren nicht allzu sehr ins Gewicht.

Der Ablauf der Veranstaltung war wie folgt: Gegenstand der ersten Sitzung waren die Erfahrungen mit ökonomischen Modellen aus der Sicht der Produzenten und Konsumenten. Die zweite Sitzung galt den Perspektiven der Modellarbeit, wobei ökonomische und statistisch-methodische sowie neuere wirtschaftstheoretische Entwicklungen im Vordergrund standen. Den Abschluß bildete eine Generaldiskussion.

## **I. Erfahrungen mit gesamtwirtschaftlichen Modellen in der Bundesrepublik**

### **Die Produzenten-Perspektive**

*Jahnke* stellt in seinem Beitrag die Entwicklung des makroökonomischen Modellbaus bei der Deutschen Bundesbank vor, die in Deutschland ohne Frage zu den Vorreitern auf diesem Gebiet zählt. Dieses frühzeitige Engagement im Modellbau ist um so beachtlicher, als die Akzeptanz makroökonomischer Modelle und ihrer Ergebnisse hierzulande bis in die siebziger Jahre eher gering war. Das Modell war zunächst als Prognosemodell zur Ergänzung der herkömmlichen kurzfristigen gesamtwirtschaftlichen Vorausschätzungen der Deutschen Bundesbank konzipiert, eine komplementäre Rolle, die für die mit der Konjunkturanalyse und -prognose befaßten Institutionen damals typisch war. In der Folgezeit wurde die Modellentwicklung freilich von Simulationsinteressen, genauer: dem wachsenden Interesse an den finanz- und geldpolitischen Voraussetzungen und Implikationen kurzfristiger Entwicklungen, geprägt; später folgten Vertiefungen des außenwirtschaftlichen und des Lohnbereichs. Mit der fortschreitenden monetären Integration Europas wurde Anfang der neunziger Jahre das deutsche Modell etwas verkleinert – eine eher seltene Erscheinung im Modellbau – und in ein Mehrländermodell (Vereinigte Staaten, Japan, Großbritannien, Frankreich, Italien, Kanada, Niederlande, Belgien) integriert.

Den vermuteten Reaktionsänderungen in den siebziger Jahren wurde im wesentlichen durch Verkürzung des Stützbereichs und durch Neumodellierung der dynamischen Anpassungsprozesse Rechnung getragen.

Was die Prognosegüte betrifft, so erwies sich das Modell nach den Aussagen von *Jahnke* den traditionellen Verfahren als gleichrangig, so daß seine eigentliche Stärke in den Simulationen alternativer Entwicklungen und Wirkungsschätzungen wirtschaftspoli-

---

11 Vgl. M. Daub, S. 73ff.

tischer Maßnahmen gesehen wird. Auch wenn die Ergebnisse im einzelnen nicht immer den Erwartungen der politischen Entscheidungsträger entsprechen, so wirken sie letztlich durchaus klärend. Da die Wirkungen vielfach von Erwartungen abhängen, steht die Modellierung „modellkonsistenter Erwartungen“ im Mittelpunkt der weiteren Arbeit. Ein anderer Schwerpunkt wird in der Entwicklung konsistenter *stock-flow*-Beziehungen gesehen.

Auch das „Freiburger Modell“ – von *Lüdeke* vorgestellt – zählt zu den westdeutschen Pioniermodellen. Seine erste Version („Lüdeke-Modell“) geht auf das Jahr 1969 zurück. Seitdem wurde es ständig weiterentwickelt und aktualisiert. Gegenstand der Erklärung sind die Aggregatgrößen der vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) sowie seit 1989 einige monetäre Größen wie Geldmenge und Zinssätze. Die wirtschaftspolitischen Instrumentvariablen änderten sich nicht und umfassen neben den staatlichen Investitionen Steuer- und Beitragssätze usw. Weitere exogene Variablen sind neben den international bestimmten Variablen die Tägliche Arbeitszeit und die Bevölkerung.

Ende der siebziger Jahre wurde das Lüdeke-Modell mit einem größeren monetären Modell verbunden, das zuvor im Tübinger *Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung* (IAW) von *Kau* entwickelt worden war. Dieser Modellverbund fand unter dem Namen F&T-Modell in zahlreichen Arbeiten Verwendung, Ende der achtziger Jahre mußte der Verbund aus finanziellen Gründen aufgelöst werden. Der güterwirtschaftliche Teil, das Freiburger Modell, wurde weitergeführt. Seine jetzige Version umfaßt 165 Gleichungen mit 65 Verhaltensgleichungen, deren Spezifikationen weitgehend mit der Version von 1989 übereinstimmt. Ausnahmen bilden insbesondere die Re-Spezifikationen, die zur Berücksichtigung der Wiedervereinigung erforderlich wurden. Im wesentlichen erfolgte dies übrigens mit Hilfe von Dummy-Variablen und wird als relativ gut gelungen angesehen. Der Schätzzeitraum der aktuellen Modellversion erstreckt sich von 1965-1 bis 1996-2 (130 Quartale). Sämtliche Daten werden saisonbereinigt, womit das Modell in Deutschland eine Sonderstellung einnimmt. Der lange Schätzzeitraum bietet nach Lüdekes Einschätzung wesentliche Vorteile: So spiegeln sich in den Schätzergebnissen mehrere Konjunkturzyklen wie er auch – so könnte ergänzt werden – die Spezifikationsmöglichkeiten beträchtlich vergrößerte. Allerdings muß auch mit Reaktionsänderungen oder gar Strukturbrüchen gerechnet werden. Dem wird – in der Einschätzung Lüdekes – bislang erfolgreich mit Hilfe variabler Parameteransätze Rechnung getragen, namentlich was die vereinigungsbedingten Brüche angeht.

Ziel, Modellverständnis, Aufbau (und Ressourcen) des RWI-Konjunkturmodells (41 stochastische, 80 definitorische Gleichungen) haben sich seit den ersten Versionen in den siebziger Jahren nur vergleichsweise wenig geändert, wie *Heilemann* in seinem Beitrag ausführte. Das Modell unterscheidet sich damit deutlich von den beiden zuvor präsentierten Modellen. Die Gründe dafür sind das offene Modellverständnis<sup>12</sup>, das bescheidene Erklärungsziel (kurzfristige Entwicklung) und die überwiegend positiven

---

12 Vgl. z.B. T. Lawson, *Keynesian Model Building and the Rational Expectations Critique*. „Journal of Economics“, Cambridge, vol. 5 (1981), S.311ff.

Ergebnisse der zahlreichen Analysen des Modells und seines Verhaltens. Die wichtigsten Veränderungen des Erklärungsrahmens beziehen sich auf Detaillierungen bei der Erklärung der Zahl der Arbeitslosen und des Staatsdefizits (Staatsmodell). Von der Abbildung des monetären Sektors wurde bislang abgesehen. Die (eklektische) theoretische Fundierung der Schätzgleichungen erfuhr nur marginale Veränderungen, die systematische Einbeziehung externer Informationen (Konsumklima-Index der Gesellschaft für Konsum- und Absatzforschung, Ifo-Konjunkturtest) erwies sich für *ex ante*-Prognosen als wenig ergiebig. Bezüglich der empirischen Fundierung kamen zu den von Anfang an bestehenden Schwierigkeiten (Bau-Aggregate) seit einigen Jahren Probleme im Bereich der Tariflohn-Erklärung hinzu. In langfristiger Perspektive ergab sich durchaus eine Reihe von Reaktionsänderungen auf der Einzelgleichungsebene, denen aber die *moving window*-Technik (40 Quartals-Fenster) hinreichend Rechnung zu tragen scheint; bei den Multiplikatoren halten sich die Variationen naturgemäß in engen Grenzen. Beachtliche Veränderungen sind dagegen in der Prognosepraxis zu registrieren; vor allem wirtschaftspolitisch bedingt hat die Anzahl der einzubindenden externen Informationen sehr stark zugenommen, was freilich noch nichts über deren quantitative Bedeutung für das Prozeßergebnis besagt. Die Prognosegüte des Modells hat sich im Zeitablauf wenig geändert und steht keinesfalls hinter der anderer Prognostiker (Gemeinschaftsdiagnose, Sachverständigenrat, Jahreswirtschaftsbericht) zurück. Im Zentrum der künftigen Arbeit sollte aus heutiger Sicht neben (1) der weiteren sachlichen und zeitlichen Disaggregation (Preisstufen), (2) der Analyse des zyklischen Verhaltens des Modells sowie (3) der Erwartungsbildung vor allem (4) die Integration zusätzlicher externer Informationen (z.B. mit Hilfe von *bridge equations*; Indikatoren) stehen.

Als Motto des SYSIFO-Modells – so *Dieckmann/Westphal* in ihrem Beitrag – könne gelten „Alles fließt“. Das in den siebziger Jahren von *Hansen/Westphal* entwickelte Modell umfaßt mittlerweile fast 1 400 Gleichungen, davon etwa 280 stochastische Gleichungen. Im *Project LINK* – einem seit den sechziger Jahren bestehenden internationalen Verbund nationaler ökonomischer Modelle – repräsentierte es nach dem *Bonner Modell* seit Anfang der achtziger Jahre die deutsche Volkswirtschaft. Es enthält einen ost- und einen westdeutschen Teil; auf ersteren entfällt nur etwa ein Viertel der Gleichungen, was u. a. damit zusammenhängt, daß der westdeutsche Teil auch einen *input/output*-Block (13 Sektoren) einschließt.

Die Entwicklung des Modells war sowohl von dem sich erweiternden makroökonomischen Informationsbedarf, neueren theoretischen Entwicklungen als auch den empirischen Erfordernissen geprägt. Die größten Herausforderungen stellen in der Sicht von *Dieckmann/Westphal* die deutsche Einigung und die zunehmende europäische Integration dar, wie in dem Beitrag ausführlich dokumentiert wird. *Hansen/Westphal* wie später *Westphal* verstanden die Modellarbeit – Pflege, Entwicklung und Anwendung – stets als Team-Projekt, was ebenso zu dem flexiblen Modellverständnis beitrug wie die Vielfalt der Felder, in denen das Modell Anwendung fand und die von Prognose und Politikanalyse im nationalen und internationalen Bereich bis zum Einsatz in Lehre und Forschung reichte.

Einen von den traditionellen makroökonomischen Modellen stark abweichenden neuen Ansatz repräsentiert ein von *Franz, Winker* und *Göggelmann* entwickeltes

aggregiertes Ungleichgewichtsmodell. Die übliche Modellierung von Ungleichgewichtssituationen über die strenge „Minimumbedingung“, d.h. die jeweils kleinere Marktseite ist entscheidend, hat abrupte Wechsel von einer Ungleichgewichtssituation zur anderen für die gesamte Volkswirtschaft de facto von einem Tag auf den anderen zur Folge. Im Rahmen des „European Unemployment“-Programms wurde eine ökonomische Überprüfung von Modellen temporärer Gleichgewichte bei Mengenrationierung unternommen. Dabei wird die Minimumbedingung auf Mikromärkte beschränkt, und über ein geeignetes Aggregationsverfahren vollziehen sich die Regimewechsel auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene kontinuierlich und graduell. Dies ist die wesentliche Idee des hier vorgestellten Ansatzes. Das *Konstanzer Modell* wurde für den Zeitraum 1960-1 bis 1994-4 mit Daten für Westdeutschland geschätzt und enthält neben dem Güter- und Arbeitsmarkt eine endogene Erklärung des Kreditangebots, der staatlichen Einnahmen und Ausgaben sowie eine Reaktionsfunktion der Zentralbank. Die Zahl der endogenen Variablen beläuft sich auf 68, davon sind 32 Definitionen. Eine Besonderheit des Modells ist die explizite Abbildung von Rationierungssituationen auf den unterschiedlichen Märkten, die verschiedene Regimezustände der Volkswirtschaft definieren. Theoretisch wirken exogene Schocks bzw. wirtschaftspolitische Maßnahmen je nach Regimezustand unterschiedlich, was die Autoren anhand exemplarischer Simulationen überprüfen. Im einzelnen wurden eine steuerpolitische und eine den Kreditmarkt betreffende Maßnahme simuliert.

#### Die Konsumenten-Perspektive

Die Beiträge der Modell-Produzenten und die anschließende Diskussion hatten deutlich werden lassen, daß wirtschaftspolitische Anforderungen Umfang, Aufbau und Praxis – oder allgemein den Informationsgehalt – der Modelle wesentlich bestimmen und viele der Änderungen in der Spezifikation der Einzelgleichungen und im Modell-aufbau Reflex des Wandels dieser Anforderungen sind.

*Süsser* setzt sich in seinem Beitrag mit diesen Anforderungen aus der Perspektive der nationalen Wirtschaftspolitik bzw. des Bundesministeriums für Wirtschaft auseinander. Er zeichnet zunächst die aus seiner Sicht von der Ökonometrie bzw. vom ökonomischen Modellbau aufgestellten Ansprüche nach und sieht in der „immanenten Annahme Verhaltenskonstanz“ angesichts des vielfältigen Wandels und der (vermuteten) Verhaltensänderungen eine Schwäche der Modelle. Dabei gelangt er zu einer gleichen Einschätzung wie *Jahnke*: die Akzeptanz der Modell- bzw. Simulationsergebnisse hängt nicht zuletzt davon ab, in welchem Maße sie die *a priori*-Erwartungen der Entscheidungsträger – um nicht von Vorurteilen zu sprechen – treffen. Sie wird insbesondere dann auf eine harte Probe gestellt, wenn etwa in Simulationsrechnungen die Ergebnisse durch Setzungen der exogenen Variablen in einer Weise konditioniert sind, die sich der wirtschaftspolitischen Gestaltung entzieht. Den Autor führte dies zu der generellen Feststellung, daß die institutionellen Gegebenheiten und Restriktionen in Simulationsrechnungen oft ignoriert werden, was er am Beispiel der „Umverteilung der Arbeit“ durch Arbeitszeitverkürzung und Überstundenabbau am Beispiel der Ergebnisse des IAB-/SYSIFO-Modells illustriert. Des weiteren bemängelt er die Fähigkeiten der Modelle zur Prognose konjunktureller Wendepunkte, namentlich die Qualität der Investitionsfunktionen bzw. -prognosen. Zentrales Kriterium zur Beurtei-

lung der Modelle ist für *Süsser* die Treffsicherheit der Konjunkturprognosen. Für die Prognose der mittelfristigen Entwicklung bewertet er die Leistungsfähigkeit ökonomischer Modelle skeptisch und sieht in ihnen keine Alternative zum Potential-Ansatz.

Der Skeptizismus von *Süsser* findet bei den Dienststellen der Europäischen Kommission (EU) keine Entsprechung, wie *Kröger* in seinem Beitrag ausführt. Für Simulations- wie auch für Prognosezwecke wird dort seit langem auf makroökonomische Modelle zurückgegriffen. Die Ergebnisse des gegenwärtig verwendeten Modells (*Quest*-Modell) lassen sich aufgrund unterschiedlicher Datenbasen nicht ohne weiteres mit nationalen Ergebnissen bzw. Prognosen vergleichen, vor allem wegen der unterschiedlichen Aktualität. Dem soll ein Modell auf der Grundlage antizipatorischer Daten (*busy*-Modell) Abhilfe schaffen, das zumindest *ex post* beeindruckende Leistungen aufweist. Freilich steht angesichts der Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion (EWWU) auch der Modelleinsatz – wie das für die nationale Ebene schon von *Dieckmann/Westphal* thematisiert worden war – vor einer fundamentalen Zäsur: Wie wird der neuen institutionellen Kompetenzverteilung Rechnung getragen? Welche Verhaltensänderungen (z.B. bei den Tarifpartnern) werden sich ergeben?

## II. Perspektiven der Modellarbeit

Die Arbeiten von *Wolters* und *Hansen* greifen methodische Entwicklungen aus der multivariaten Zeitreihenanalyse auf, die geeignet sind, in angemessener Weise mit nichtstationären Daten umzugehen, um langfristige Gleichgewichtsbeziehungen empirisch zu erfassen und deren Stabilität zu testen.

Wie *Wolters* in seinem Beitrag ausführt, birgt eine Schätzung von Regressionsgleichungen mit nicht-stationären Variablen die Gefahr, daß die ausgewiesenen Zusammenhänge nur scheinbar signifikant sind. Mit den auf der Kointegrationsmethodologie aufbauenden Fehlerkorrekturmodellen ist ein Instrumentarium verfügbar, das es (zumindest theoretisch) erlaubt, zu überprüfen, ob die Gefahr von Scheinregressionen besteht. Der Beitrag zeigt, wie sich, ausgehend von einem linearen dynamischen strukturellen ökonomischen Modell, die zugehörige Fehlerkorrekturdarstellung ableiten läßt. Werden identifizierende Restriktionen auferlegt, so finden sich die strukturellen Gleichgewichtsbeziehungen in der Fehlerkorrekturdarstellung wieder. Schließlich setzt sich der Beitrag mit der Frage auseinander, inwieweit strukturelle Fehlerkorrekturgleichungen als Basis für die Schätzung von Verhaltensgleichungen in ökonomischen Modellen verwendet werden können.

Der Beitrag von *Hansen* geht der Frage der Parameterstabilität in Kointegrationsbeziehungen nach. Er weist insbesondere darauf hin, daß die klassischen Tests auf Strukturbruch wegen des Vorliegens nicht-stationärer Zeitreihen nicht anwendbar sind, und stellt daher verschiedene Tests auf Strukturbruch in Einzelgleichungs-Fehlerkorrekturmodellen sowie in Vektor-Fehlerkorrekturmodellen vor. Im empirischen Teil zeigt *Hansen*, wie sich der als Folge der deutschen Wiedervereinigung aufgetretene Strukturbruch modellmäßig erfassen läßt. Er illustriert dies anhand von Schätz- und Testergebnissen eines Modells für den westdeutschen bzw. gesamtdeutschen Arbeits-

markt, das aus einer Arbeitsnachfrage- und einer Lohngleichung besteht. Am Beispiel der Schätzung einer Geldnachfragefunktion für M3 zeigt er, wie der Übergang von westdeutschen zu gesamtdeutschen Daten modelliert werden kann, so daß sich ein stabiles Modell der Geldnachfrage ergibt.

Neben den methodischen Fragen spielen für den ökonometrischen Modellbau die Eigenschaften der Daten eine entscheidende Rolle. Insbesondere sind dabei lange Zeitreihen, die nach einheitlich durchgehenden Definitionen konstruiert wurden, wünschenswert. Allerdings steht für Europa die Einführung eines neuen VGR-Systems unmittelbar bevor, so daß über einen langen Zeitraum zunächst keine in sich konsistenten Daten mehr zur Verfügung stehen werden. Dem bisher eher stiefmütterlich behandelten Problem der Datenqualität widmet sich der Beitrag von *Rinne*. Im einzelnen beleuchtet er die Aspekte der Datenqualität der VGR vor dem Hintergrund der bisher erfolgten und im Zuge der europäischen Vereinigung noch bevorstehenden Revisionen. Dabei zeigt ein Schwerpunkt der Ausführungen die Konsequenzen mangelbehafteter Daten für die Parameterschätzung und die Prognosegenauigkeit auf.

*Lucke* läßt in seiner Einschätzung der Perspektiven der Modellarbeit zunächst die theoretische Diskussion der Ursachen und Wirkungen konjunktureller Schwankungen der letzten 15 Jahre Revue passieren, eine Debatte, die wesentlich von den RBC-Modellen initiiert und geprägt war. Die dabei verwendeten Modelle blieben jedoch vielfach klein und sind noch wenig realitätsnah. Umgekehrt hat der RBC-Ansatz bislang in den großen makroökonomischen Konjunkturmodellen (z.B. der Vereinigten Staaten) kaum Niederschlag gefunden. Der Autor stellt in seinem Beitrag die wichtigsten Elemente eines RBC-Modells dar und argumentiert, daß er keine grundsätzlichen Hindernisse sieht, daraus ein realitätsnahes, anwendungsfähiges Modell zu entwickeln. Anhand der unterschiedlichen dynamischen Implikationen zeigt er, inwiefern dieser Modelltyp eine leistungsfähige Alternative zu herkömmlichen makroökonomischen Konjunkturmodellen sein kann, wies aber auch auf die Integrationsmöglichkeiten des traditionellen *Keynes/Klein*- und des *RBC*-Ansatzes hin.

Angesichts der seit den siebziger Jahren verstärkt zu registrierenden internationalen Verflechtung der Güter- und Faktormärkte wird – wie erwähnt – außenwirtschaftlichen Faktoren bei der Erklärung der Binnenkonjunktur eine zunehmende Bedeutung angesprochen. Der makroökonomische Modellbau hatte darauf zunächst durch die Verknüpfung von – durchaus unterschiedlichen – nationalen Modellen reagiert. Als Prototyp dürfte das *Project LINK* gelten. Nicht zuletzt aufgrund der weiter sinkenden Rechenzeitkosten konzentrierte sich das Interesse dann auf die Konstruktion internationaler Modelle unter Zugrundelegung eines mehr oder weniger einheitlichen Modelltyps – *Jahnke* hatte auf das internationale Modell der Deutschen Bundesbank hingewiesen, *Kröger* hatte über entsprechende Modelle bei der EU-Kommission berichtet. Freilich geht es der Deutschen Bundesbank letztlich weniger um die Verbesserung des Informationsgehaltes des nationalen („deutschen“) Modells. Im Mittelpunkt steht vielmehr das Interesse, sich ein Bild von den Wirkungen der Maßnahmen der deutschen Wirtschaftspolitik auf die Volkswirtschaften der europäischen Nachbarländer zu machen.



Wie *Döhrn/ Schira* in ihrem Beitrag zeigen, hat in den Modellen – keineswegs nur hierzulande – die gestiegene weltwirtschaftliche Verflechtung erst wenig Spuren hinterlassen. Das hängt vor allem damit zusammen, daß eine Einbeziehung weiterer, die „weltwirtschaftlichen“ Impulse widerspiegelnden Variablen nur durch Rückgriff auf, angesichts der Erklärungsbereiche und -güte der internationalen Modelle (Wechselkurse, Zinsen), letztlich exogene Variablen möglich wäre und damit eine wachsende Bedingtheit der Modelle bedeuten würde. Zur Lösung beider Probleme läge es nahe, in der Konjunkturanalyse und -prognose verstärkt Mehrländer-Modelle einzusetzen. Der Überblick der Autoren über einige der bekanntesten Mehrländer-Modelle relativiert indes die Vorteile dieses Modelltyps. Zum einen haben sie gerade im monetären Sektor häufig Erklärungsdefizite – oder wenigstens Erklärungsprobleme –, zum anderen stößt die Modellierung der immer stärker an Bedeutung gewinnenden Verflechtung von Geld- und Kapitalmärkten u.a. aufgrund des vergleichsweise häufigen Wechsels der geldpolitischen Zielsetzung auf erhebliche empirische Schwierigkeiten. Die meisten Modellbauer lösen dieses Problem, indem sie verschiedene Zielsetzungen der Politik (Zinsen, Geldmengen, Wechselkurse) und entsprechende Reaktionsfunktionen für die Instrumentvariablen postulieren. Für Simulationszwecke kann ein solches Vorgehen befriedigen, für die Prognose bedeutet es aber, daß auch Annahmen zu treffen sind, wie Geld- und Währungspolitik in spezifischen Situationen reagieren werden, was die Prognoseaufgabe erschwert. Je nach Architektur des Modells und den Spezifikationen seiner Gleichungen fallen die internationalen Reaktionen sehr unterschiedlich aus, bisweilen herrscht nicht einmal Einigkeit über die Richtung der Reaktionen. Schließlich zeigt ein Vergleich von isolierten Simulationen der jeweiligen nationalen Teilmodelle mit denen der international verkoppelten Gesamtmodelle, daß die Reaktionen der inländischen Wirtschaft auf die Änderung wichtiger exogener Variablen sich in den meisten Fällen nur wenig unterscheiden. Lediglich im Falle der Vereinigten Staaten übersteigen die Reaktionsunterschiede die üblichen statistischen Unschärfen. Alles in allem sind Mehrländer-Modelle zwar ein wichtiges Instrument, um das Ausmaß der in den nationalen Modellen nicht berücksichtigten internationalen Rückkopplungen abzuschätzen. Ob sie aber bereits unverzichtbar für die Analyse und Prognose der nationalen Konjunktur sind, lassen die Autoren dahingestellt.

### III. Ergebnisse

Versucht man die eingangs gestellten Fragen nach Determinanten und Perspektiven der Modellarbeit zu beantworten, so ergibt sich aus den Beiträgen und ihrer Diskussion ein vielschichtiges Bild.

Theoretische und methodische Innovationen finden ohne Frage Eingang in die Modelle, allerdings je nach Modell und im Zeitablauf in unterschiedlicher Weise und mit unterschiedlichen Schwerpunkten. Die Rezeption erfolgt im allgemeinen eher langsam. Zum Teil ist dies ein Ergebnis der angesichts des rapide zunehmenden Innovationsangebots sehr begrenzten Ressourcen der Modellbauer, zum Teil rührt dies aber auch daher, daß der Nutzen entsprechender Änderungen für die konkrete Modellarbeit nicht von vorn herein auf der Hand liegt und sich nicht alle Neuerungen ohne weiteres in die Modelle integrieren lassen. Was die Modellpraxis angeht, kann man von einer gewissen Konvergenz sprechen, eine mechanische Anwendung ist längst

*passé*, auch wenn man den Fall „Deutsche Einheit“ als Sonderfall beiseite läßt. Was die Modelle selbst betrifft, ist das weniger festzustellen; insbesondere bei alten „bewährten“ Modellen ist die Macht des *status quo* naturgemäß beachtlich. Sehr viel größer ist die Bereitschaft – um nicht von Zwang zu sprechen –, den Veränderungen der statistischen Basis auf dem Fuße zu folgen – wiederum Beispiel Deutsche Einheit – oder offensichtliche Erklärungs- und Prognosedefizite zu beseitigen. Als unerwartet hoch stellt sich auch der Einfluß der allgemeinen wirtschaftspolitischen Nachfrage auf den Informationsgehalt der Modelle dar.

Schwerer tun sich die Modellbauer mit tatsächlichen oder vermuteten wirtschaftsstrukturellen Veränderungen. So wurde zwar allgemein ein Bedeutungsgewinn des monetären Bereichs oder des internationalen Sektors konstatiert, aktuelle Belege für Verhaltensänderungen, veränderte Einflußstärken und -kanäle lassen sich in den Modellen allerdings nicht ohne weiteres identifizieren. Ein Ergebnis, das um so mehr Beachtung verdient, als mit Blick auf das wirtschaftspolitische Interesse und die Akzeptanz der Modellergebnisse bei dieser Frage viel auf dem Spiel steht und der Wunsch der Wirtschaftspolitik nach entsprechenden Abbildungen oder Belegen in den Modellen groß ist.

Immerhin wurde deutlich, daß die Internationalisierung der Modelle – also Mehrländer-Modelle – technisch gesehen heute keine übermäßigen Schwierigkeiten aufwirft. Ob sich der Aufwand in jedem Fall lohnt, ließen die entsprechenden Beiträge wie auch die Diskussion offen – ein aus methodischer wie aus inhaltlicher Sicht wichtiger Befund.

Die mehrfach angesprochenen Probleme der Akzeptanz der Modellergebnisse seitens der Wirtschaftspolitik fanden besondere, vielfach kontroverse Aufmerksamkeit. Zwar ist die selektive und myopische Wahrnehmung wissenschaftlicher Ergebnisse durch die Politik – „Eine Zahl!“ – für die Wirtschaftswissenschaft keine gänzlich neue Erfahrung. Daß aber auch in Fällen, in denen die makroökonomische Analyse zu weitgehend übereinstimmenden Ergebnissen gelangt (z.B. im Fall der kurzfristigen Konsequenzen der fiskalischen Konsolidierungspolitik), die Akzeptanz so gering ist, überraschte. Weniger kontrovers war die stark relativierende Einschätzung der Prognoseleistungen, wengleich die Aussage, alle gesamtwirtschaftlichen Prognosen seien im Durchschnitt gleich gut, von den bisherigen Modellerfahrungen kaum bestätigt wird.

Angesichts vielfältiger Neuerungen im methodischen Bereich ist von einem beträchtlichen Potential an Überarbeitungsmöglichkeiten für die Modelle auszugehen. Besonderes Augenmerk ziehen dabei die Kointegrationsansätze auf sich, die dem auch im politischen Raum gestiegenen Interesse an langfristigen Wirkungsbeziehungen bzw. Wirkungen zu entsprechen vermögen. Allerdings machte die Diskussion auch deutlich, daß die lange Frist eben keineswegs primär eine Frage des Stütz- oder Simulationsbereichs ist. Ob der *Keynes/Klein*-Ansatz, der gewissermaßen „iterative“ Potentialansatz, ein explizit langfristiges, angebotsorientiertes ökonomisches Modell oder ein *computable general equilibrium*-Modell den geeigneten Rahmen bieten, blieb dahingestellt. Überraschend war in diesem Zusammenhang, daß sich zwar die Modellbauer mit einer Reihe von Erwartungen konfrontiert sahen, sie selbst aber wenig Wünsche an

ökonomische Theorie oder Ökonometrie äußerten; im Fall der amtlichen Statistik, wo sich diese mit denen der nicht-ökonometrischen Konjunkturforschung treffen, ist dies anders – freilich bislang ohne sichtbare Ergebnisse<sup>13</sup>.

Übereinstimmung ergab sich bei der Beurteilung der statistischen und empirischen Probleme im Gefolge der deutschen Einigung und der Schaffung der EWWU. Die mit der deutschen Einigung einhergegangenen statistischen Veränderungen wurden nach Einschätzung der Modellvertreter unerwartet gut bewältigt. Ob dies auch auf die im Zuge der Schaffung der EWWU und danach entstehenden Fragen zutreffen wird oder sich, wie vielfach vermutet, sehr viel dramatischer gestalten wird, bleibt abzuwarten. Stärker als im Fall der deutschen Einigung werden Fragen der Verhaltenskonstanz im Nachfrage- wie im Angebotsbereich aufgeworfen, wobei die Hoffnung auf langsame, kontinuierliche Veränderungen ja eher im Gegensatz zu den Erfolgsbedingungen der EWWU aus ökonomischer Sicht steht. Ob all dies den Markt der Modelle und die Akzeptanz ihrer Ergebnisse vergrößert? Dort, wo es nicht um die Bestätigung von vorgefaßten Meinungen geht, gewiß, und die Dynamik der Märkte wird – ohne deren Weisheit zu überschätzen – auch die Spielräume der Vorurteile einengen.

---

13 Zu erinnern ist an die Wünsche nach Disaggregation der Vorratsveränderungen, der Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen, die Verbesserung der Beschäftigtenstatistik usw.



# Probleme und Perspektiven in der Verwendung des makro- ökonometrischen Modells der Deutschen Bundesbank

Von Wilfried Jahnke<sup>1</sup>

## 1. Anfänge der ökonometrischen Modellbildung in Deutschland

Vor nunmehr sechzig Jahren entwickelte der spätere Nobelpreisträger Tinbergen für die Niederlande das erste makro-ökonometrische Modell<sup>2</sup>. In Deutschland begann die Entwicklung makro-ökonometrischer Modelle, die zur laufenden gesamtwirtschaftlichen Analyse verwendet werden können, nach einer Reihe von Vorarbeiten<sup>3</sup> erst in den siebziger Jahren. Die Veröffentlichung dieser Modelle erfolgte dann in den siebziger Jahren und zu Beginn der achtziger Jahre<sup>4</sup>. Die Entwicklung in Deutschland lief hier, wie auf vielen anderen Gebieten auch, der Entwicklung im Ausland, insbesondere in den USA, hinterher. Teilweise hing dies damit zusammen, daß die für ökonometrische Schätzungen benötigten längeren Zeitreihen in Deutschland zunächst nicht zur Verfügung standen. Daten aus der Vorkriegszeit konnten kaum verwendet werden, da sie sich auf ein anderes Wirtschaftssystem und auf einen anderen Gebietsstand bezogen, und die Daten aus den ersten Nachkriegsjahren waren stark durch den Wiederaufbau

- 
- 1 Für die hier vertretenen Auffassungen ist der Verfasser allein verantwortlich. Sie stimmen nicht notwendigerweise mit denen der Deutschen Bundesbank überein.
  - 2 Vgl. J. Tinbergen, *An Economic Policy for 1936*. In: L.H. Klaassen u.a. (Eds.), *Jan Tinbergen Selected Papers*. Amsterdam 1959.
  - 3 Vgl. hierzu z.B. G. Hansen, *Ein ökonometrisches Modell für die Bundesrepublik 1951–1964*. Göttingen 1967; W. Jahnke, *Ökonometrische Untersuchungen über ein dynamisches Sektorenmodell für die Bundesrepublik Deutschland 1951–1960*. Berlin 1966; H. König und V. Timmermann, *Ein ökonometrisches Modell für die Bundesrepublik Deutschland 1950–1960*. „Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft“, Jg. 118 (1962); D. Lüdeke, *Ein ökonometrisches Vierteljahresmodell für die Bundesrepublik Deutschland*. Tübingen 1969; W. Krelle u.a., *Ein Prognosesystem für die wirtschaftliche Entwicklung in der Bundesrepublik Deutschland*. Meisenheim 1969, und D. van der Werf, *Die Wirtschaft der Bundesrepublik Deutschland in fünfzehn Gleichungen*. Tübingen 1972. Eine Übersicht gibt H. König, *Makroökonometrische Modelle: Ansätze, Ziele, Probleme*. „Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik“, Jg. 107 (1971).
  - 4 Vgl. Deutsche Bundesbank (Hrsg.), *Aufbau und Ergebnisse des ökonometrischen Modells der Deutschen Bundesbank*. „Monatsberichte“, Jg. 27 (1975), Nr. 5, S. 28ff.; D. Friedrich u.a., *Ein ökonometrisches Vierteljahresmodell für den güterwirtschaftlichen und monetären Bereich der Bundesrepublik Deutschland*. Freiburg 1979; G. Hansen und U. Westphal (Hrsg.), *SYSIFO – Ein ökonometrisches Konjunkturmodell für die Bundesrepublik Deutschland*. Frankfurt a.M. 1983; W. Jahnke, *Experience with the Econometric Model of the Deutsche Bundesbank*. In: F. Masera u.a. (Eds.), *Econometric Research in European Central Banks*. Rom 1975, S. 129ff.; R. Rau u.a., *Das RWI-Konjunkturmodell. Hypothesen, Struktur und Ergebnisse*. (RWI-Papiere, Nr. 6.) Essen 1977.

geprägt. Der Vorsprung, der sich im Ausland in der Zeit vor und nach dem zweiten Weltkrieg in der Ökonometrie herausgebildet hatte, konnte trotz aller Bemühungen auch bisher nicht vollständig aufgeholt werden.

Nach der Schaffung der methodischen Grundlagen durch die Cowles Commission in den vierziger Jahren<sup>5</sup> entstanden in den fünfziger und sechziger Jahren im Ausland, vor allem in den USA, in den Niederlanden und in Großbritannien, ökonometrische Strukturmodelle<sup>6</sup>, die stark unter dem Einfluß der dort vorherrschenden, seinerzeit weitgehend unumstrittenen wirtschaftstheoretischen Doktrin des Keynesianismus standen. In ihrem Gefolge orientierten sich die ersten Versionen der deutschen makro-ökonometrischen Modelle ebenfalls vorwiegend an der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage. Nach der Lucas-Kritik<sup>7</sup>, die nach dem vorangegangenen Angebotschock der ersten Ölpreiserhöhung und den damit einhergehenden hohen Inflationsraten Mitte der siebziger Jahre erfolgte, wurden diese größeren Strukturmodelle deshalb vielfach als keynesianisch abgestempelt sowie für Vorausschätzungen und für wirtschaftspolitische Analysen als unbrauchbar verworfen. Obwohl makro-ökonometrische Modelle heute auch die Angebotsseite enthalten, teilweise auf rationalen Erwartungen beruhen sowie den monetären und finanziellen Sektor der Wirtschaft abbilden und insofern eher neo-klassisch fundiert sind, die früheren Defekte also kaum mehr zutreffen, konnten sie sich nie ganz von dem Stigma des Keynesianismus befreien. Die Entwicklung der ersten ökonometrischen Modelle unter der Vorherrschaft des Keynesianismus stellt gleichsam eine Erblast dieser Modelle dar.

In Deutschland kam hinzu, daß unter dem Einfluß neo-liberaler Traditionen und der historischen Schule der Nationalökonomie schon die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen als ein unzulässiges Planungsinstrument im Sinne der französischen „Planification“ angesehen wurden. Um so mehr fielen ökonometrische Modelle unter ein Verdikt. So verwundert es nicht, daß die Ökonomen und Wirtschaftspolitiker in Deutschland in ihrer Mehrheit der Verwendung makro-ökonometrischer Modelle zur wirtschaftlichen Analyse noch immer skeptisch gegenüberstehen. Die Tatsache, daß diese Modelle in Deutschland einen schwereren Stand hatten als in anderen Ländern, hat nicht gerade dazu beigetragen, ihre Entwicklung und ihre Verwendung zu fördern. Der Entwicklung ökonometrischer Modelle standen mithin in Deutschland größere Widerstände entgegen als in vielen anderen Ländern<sup>8</sup>.

---

5 Vgl. T.C. Koopmans (Ed.), *Statistical Inference in Dynamic Economic Models*. New York 1950; W.C. Hood and T.C. Koopmans (Eds.), *Studies in Econometric Method*. New Haven 1953.

6 Vgl. L.R. Klein and A.S. Goldberger, *An Econometric Model of the United States 1929–1952*. Amsterdam 1955; Central Planning Bureau (Ed.), *Scope and Methods of the Central Planning Bureau*. The Hague 1956; L.R. Klein u.a., *An Econometric Model of the United Kingdom*. Oxford 1961; J. Duesenberry u.a., *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States*. Chicago und Amsterdam 1965; M.K. Evans and L.R. Klein, *The Wharton Econometric Forecasting Model*. Philadelphia 1967.

7 Vgl. R. Lucas, *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. In: K. Brunner and A. Meltzer (Eds.), *The Phillips Curve and Labour Markets*. Amsterdam 1976.

8 In einer Geschichte der makro-ökonometrischen Modellentwicklung in verschiedenen Ländern wird Deutschland infolgedessen auch nicht behandelt; vgl. R.G. Bodkin, L.R. Klein and K. Marwah, *A History of Macroeconometric Model-Building*. Aldershot 1991.

Die Entwicklung der verschiedenen makro-ökonomischen Modelle in Deutschland ist in den siebziger und achtziger Jahren auf einer Reihe von Tagungen diskutiert worden<sup>9</sup>. Dort blieben die Fachleute allerdings weitgehend unter sich, so daß die Auseinandersetzung mit den Skeptikern und Kritikern fast vollständig fehlte. In Deutschland beschränkten sich der Vergleich von Modellen und der Austausch von Modellergebnissen auf solche gelegentlichen Initiativen und erreichte bei weitem nicht die Intensität und institutionelle Verankerung wie in anderen Ländern<sup>10</sup>. Weder Universitäten noch Forschungsinstitute noch andere Institutionen sahen darin eine wichtige Aufgabe. Auch in dieser Hinsicht blieb die Entwicklung makro-ökonomischer Modelle in Deutschland ein Stiefkind der wirtschaftlichen Analyse.

Im Zuge der Weiterentwicklung der Modelle in den achtziger und neunziger Jahren wurden die bereits erwähnten neuen wirtschaftstheoretischen Doktrinen zumindest teilweise in die Modelle integriert, ohne die früheren theoretischen Strukturen vollständig aufzugeben. Insofern erwiesen sich die Modelle als offene Systeme, in die neue Ansätze aufgenommen werden konnten. Dabei veränderte sich vor allem der zeitliche Aspekt der Modelle. Waren die ersten Modellversionen weitgehend als Konjunkturmodelle zur kurzfristigen Analyse konzipiert worden, so traten im Laufe der achtziger Jahre zunehmend mittel- und längerfristige Aspekte hinzu. Die langfristigen Eigenschaften der Modelle in Form von Gleichgewichtslösungen (steady states) und Parameterrestriktionen, die diese Eigenschaften gewährleisteten, spielten eine weit größere Rolle als bisher.

## 2. Entwicklungsphasen des makro-ökonomischen Modells der Deutschen Bundesbank

Als die Deutsche Bundesbank im Jahre 1969 begann, ein eigenes makro-ökonomisches Modell zu entwickeln, waren ihr bereits andere Zentralbanken vorangegangen<sup>11</sup>. Der Versuch, ein bereits vorhandenes Modell für Deutschland zu übernehmen, erwies sich als wenig erfolgversprechend: Bei der Verwendung eines solchen fremden Modells wäre die Bundesbank von der Struktur und der Spezifikation dieses Modells durch eine andere Institution abhängig gewesen. In Deutschland stellte die amtliche

- 
- 9 Vgl. J. Frohn (Hrsg.), *Makroökonomische Modelle für die Bundesrepublik Deutschland*. Göttingen 1978; F. Schober und H.D. Plötzeneder (Hrsg.), *Ökonometrische Modelle und Systeme*. München und Wien 1978; H.G. Langer, J. Martiensens und H. Quinke (Hrsg.), *Simulationsexperimente mit ökonomischen Makromodellen*. München und Wien 1984; B. Gahlen and M. Sailer (Eds.), *Macroeconomic Modelling of the West German Economy*. Berlin 1985.
  - 10 Vgl. L.R. Klein and E. Burmeister, *Econometric Model Performance – Comparative Simulation Studies of the U.S. Economy*. Philadelphia 1976; P. Ormerod (Ed.), *Economic Modelling*. London 1979; K.F. Wallis (Ed.) u.a., *Models of the UK Economy – A Fourth Review by the ESCR Macroeconomic Modelling Bureau*. Oxford 1987; H. Motamen (Ed.), *Economic Modelling in the OECD Countries*. London und New York 1988; L.R. Klein (Ed.), *Comparative Performance of U.S. Econometric Models*. New York und Oxford 1991; K.F. Wallis, *Der Vergleich makroökonomischer Modelle – Erfahrungen des ESCR Macroeconomic Modelling Bureau der Universität Warwick*. „RWI-Mitteilungen“, Jg. 45 (1994), S. 303ff.
  - 11 Vgl. F. de Leeuw und E. Gramlich, *The Federal Reserve-MIT Econometric Model*. „Federal Reserve Bulletin“, vol. 54 (1968); J.F. Hellliwell u.a., *The Structure of RDX1*. Ottawa 1969; W.E. Norton, *A Model of the Australian Economy – A Progress Report*. Sydney 1970.

Tabelle 1

Umfang des makro-ökonomischen Modells für Deutschland								
Anzahl der Verhaltensgleichungen								
Blockmodell	Modellversion							
	1971	1975	1977	1982	1984	1990	1994	1996
Gesamtwirtschaftliche Nachfrage <sup>1</sup>	6	8	10	14	17	12	13	7
Gesamtwirtschaftliches Angebot <sup>2</sup>	10	10	11	13	13	13	14	14
Faktorkosten und Preisentwicklung	9	8	7	25	29	14	16	14
Öffentliche Haushalte	3	4	10	10	11	17	16	9
Geldmenge, Zinssätze, Wechselkurse	5	9	25	28	28	28	34	31
Gesamtmodell	33	39	63	90	98	84	93	75

<sup>1</sup>Einschließlich Außenwirtschaft. – <sup>2</sup>Einschließlich Investitionen.

Statistik lange Zeit für die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen außer Jahresdaten nur Halbjahreszahlen zur Verfügung<sup>12</sup>. Erst in der zweiten Hälfte der siebziger Jahre konnten in der Bundesbank ermittelte Quartalsdaten verwendet werden, die dann später durch die Zahlen der vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamtes abgelöst wurden. Die ersten Jahrgänge des makro-ökonomischen Modells der Deutschen Bundesbank beruhen demgemäß auf Halbjahreswerten. Nach 1975 wurden dann Vierteljahreswerte verwendet, durch die sich die dynamischen Anpassungsprozesse besser abbilden lassen<sup>13</sup>.

Da das Modell zunächst vor allem zur Ergänzung der herkömmlichen kurzfristigen gesamtwirtschaftlichen Vorausschätzungen der Deutschen Bundesbank herangezogen werden sollte, war es in seiner ersten Entwicklungsphase weitgehend als Prognosemodell konzipiert. Die erste, im November 1971 fertiggestellte Modellversion enthielt 33 geschätzte Verhaltensgleichungen und beruhte auf den nicht saisonbereinigten Halbjahreswerten für den Zeitraum von 1961 bis 1970, der die Wiederaufbauphase nach dem zweiten Weltkrieg nicht mehr enthielt. Der Saisonverlauf der Reihen wurde – soweit erforderlich – in den jeweiligen Schätzgleichungen durch Dummyvariable berücksichtigt. Neben den üblichen Verhaltensfunktionen für die Verwendung des Bruttoinlandsprodukts (Privater Verbrauch, Investitionen, disaggregiert nach Ausrüstungen, gewerblichen Bauten, Wohnbauten und Vorräten, Ausfuhr, Einfuhr) und der jeweils dazugehörigen Preisentwicklung enthielt das Modell Schätzgleichungen für eine Reihe von Konjunkturindikatoren wie die Auftragseingänge, die Zahl der offenen Stellen und die Kapazitätsauslastung. Bereits in diesem ersten Jahrgang des Bundesbankmodells waren aber auch schon die öffentlichen Haushalte und der finanzielle Sektor mit Geldnachfragefunktionen und drei Zinsgleichungen einbezogen.

12 Gegen die Quartalsdaten des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung bestanden in der Deutschen Bundesbank erhebliche statistische Vorbehalte.

13 Zu einer Beschreibung der verschiedenen Modellversionen vgl. die Bibliographie im Anhang.



Neben dem Übergang zu Vierteljahreswerten wurde das Modell in der Folgezeit vor allem im Bereich der öffentlichen Haushalte und im finanziellen Sektor stärker ausgebaut. Beides diente dazu, geld- und finanzpolitische Instrumentvariablen in größerem Umfang zu berücksichtigen, um das Modell auch zur Untersuchung wirtschaftspolitischer Fragestellungen heranziehen zu können. Im Bereich der öffentlichen Haushalte wurden insbesondere die Steuereinnahmen stärker disaggregiert und die Sozialversicherungsbeiträge einbezogen. Im finanziellen Sektor wurden die einzelnen Komponenten der Liquiditätsrechnung der Deutschen Bundesbank und der konsolidierten Bilanz des Bankensystems mit den jeweils dazugehörigen Zinssätzen berücksichtigt. Hierzu wurde später ein vollständiges Portfoliomodell der verschiedenen Vermögensbestände und ihrer Veränderungen (Flow-of-Funds) für die privaten Haushalte und Unternehmen entwickelt, das die Bilanzrestriktionen berücksichtigte und mit einem zweistufigen Verfahren geschätzt wurde<sup>14</sup>. Für das Gesamtmodell wurde ein iteratives Systemschätzverfahren verwendet<sup>15</sup>. Gleichzeitig wurde die Verteilungsrechnung des Bruttosozialprodukts zu einer vollständigen Einnahmen/Ausgabenrechnung ergänzt, um die Finanzierungssalden der Sektoren private Haushalte, öffentliche Haushalte, Unternehmen und Ausland sowie die jeweils dazugehörigen Nettogeldvermögensbestände der Finanzierungsrechnung im Modell ermitteln zu können. Die Zahl der geschätzten Verhaltensgleichungen erhöhte sich dadurch erheblich.

Nach den Ölpreisschocks und dem Übergang zu flexiblen Wechselkursen im Zusammenhang mit der Auflösung des Bretton Woods Systems in den siebziger Jahren war es erforderlich, die Einfuhr und die Einfuhrpreise stärker zu disaggregieren sowie die Wechselkursentwicklung zu erklären. Der Einfluß des Produktionsfaktors Energie im Produktionsprozeß wurde berücksichtigt, wobei eine Produktionsfunktion mit substitutiven Produktionsfaktoren – entweder in der Form der Cobb-Douglas-Funktion oder in der Form der CES-Funktion – verwendet wurde. Der Nachfrage nach Produktionsfaktoren und der Entwicklung der Faktorpreise wurde ein einheitlicher einzelwirtschaftlicher Ansatz zugrunde gelegt. Zu der früheren Nachfrageorientierung des Modells trat infolgedessen in wachsendem Umfang eine Angebotsorientierung hinzu. Dies verstärkte sich noch, als es in den achtziger Jahren zu beträchtlichen Arbeitszeitverkürzungen kam und die Arbeitsnachfrage sowie die dazugehörige Lohnentwicklung im Modell stärker disaggregiert wurden<sup>16</sup>. Auf kurze Sicht wies die Phillipskurve des Modells zwar nach wie vor einen Trade-off zwischen Beschäftigungs- und Lohn- bzw. Preisentwicklung auf. Langfristig verlief sie jedoch vertikal.

---

14 Vgl. K.-H. Tödter und M.C. Wewel, Ein Portfoliomodell für den privaten Sektor in der Bundesrepublik Deutschland. „Kredit und Kapital“, Jg. 24 (1991), S. 235ff.

15 Vgl. K.-H. Tödter, Systemschätzung und stochastische Prognosen im Bundesbankmodell. In: G. Nakhaeizadeh und K.-H. Vollmer (Hrsg.), Anwendungsaspekte von Prognoseverfahren. Heidelberg 1991, S. 123ff.; K.-H. Tödter, Structural Estimation and Stochastic Simulation of Large Non-linear Models. „Economic Modelling“, vol. 9 (1992), S. 121ff.; K.-H. Tödter, Die Verwendung von Instrumentvariablen zur Schätzung interdependenter Modelle. „Allgemeines Statistisches Archiv“, Bd. 76 (1992), S. 268ff.

16 Vgl. W. Jahnke, Simulation verschiedener Strategien zur Verringerung der Arbeitslosigkeit. „Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften“, Jg. 106 (1986), S. 557ff.; W. Jahnke, Arbeitsmarkt und Lohnentwicklung in der deutschen Wirtschaft. „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik“, Bd. 203 (1987), S. 152ff.; K.-H. Tödter, Effects of Shorter Hours on Employment in Disequilibrium Models. „European Economic Review“, vol. 32 (1988), S. 1319ff.

Um den eingetretenen Strukturveränderungen, die allerdings selten das Ausmaß vollständiger Regimewechsel erreichten, Rechnung zu tragen, wurde überdies der Beginn des Schätzzeitraums schrittweise von 1961 über 1964, 1969 und 1971 bis auf 1975 verschoben, während sein Ende jeweils bis zum aktuellen Rand der Datenreihen reicht. Da die Variablen zur Schätzung der Verhaltensgleichungen überwiegend in (logarithmische) Veränderungsraten gegenüber dem Vorjahr transformiert wurden und damit sowohl der Trend als auch die Saison weitgehend aus den Zeitreihen ausgeschaltet und die konjunkturellen Abweichungen vom Trend erklärt wurden, überwog in dieser Entwicklungsphase des Modells nach wie vor das kürzerfristige Element. Anstelle des Koyck-Lags, der zunächst verwendet worden war, wurde den dynamischen Anpassungsprozessen nunmehr überwiegend die Almon-Lag-Verteilung zugrundegelegt. Im Laufe der Weiterentwicklung des Modells wurden dann aber sowohl die kurzfristigen Anpassungsprozesse als auch die langfristigen Gleichgewichtszusammenhänge (Kointegrationsbeziehungen) zwischen den Variablen, denen weitgehend die neo-klassische Wirtschaftstheorie (mikro-ökonomisch fundierte Gewinn- und Nutzenmaximierung durchschnittlicher, d.h. repräsentativer, privater Haushalte und Unternehmen, substitutive Produktionsfaktoren, Neutralität des Geldes, Kaufkraftparität, ungesicherte Zinsparität, Fisher-Theorem usw.) zugrundeliegt, in der Form von Fehlerkorrekturgleichungen berücksichtigt. Damit konnten die bei der Verwendung von nicht-stationären Niveaugrößen auftretenden Multikollinearitätsprobleme ebenso verringert werden wie die Informationsverluste über die langfristigen Zusammenhänge, die sich ergeben, wenn die Variablen in Veränderungsraten transformiert werden. Auf kurze und mittlere Sicht werden im Modell weder die Güter- noch die Arbeitsmärkte geräumt, sondern es kommt zu Ungleichgewichten, die erst langsam durch Lohn- und Preisveränderungen, d.h. durch Veränderungen der relativen Preise, abgebaut werden. Preise und Löhne sind auf kurze Sicht nicht vollständig flexibel. Dies führt zu Ungleichgewichten auf den Güter- und Arbeitsmärkten mit entsprechenden Mengenrationierungen.

Für eine Zentralbank ist der monetäre Transmissionsprozeß, d.h. der Zusammenhang zwischen den geldpolitischen Instrumenten und der Geldmengenentwicklung auf der einen Seite sowie der realwirtschaftlichen Entwicklung und insbesondere der Preisentwicklung auf der anderen Seite von besonderer Bedeutung. Im makro-ökonomischen Modell der Deutschen Bundesbank überträgt sich eine Veränderung der Notenbankzinssätze (Diskontsatz, Lombardsatz, Wertpapierpensionsatz) über die Geldmarktsätze auf die längerfristigen Zinssätze und Wertpapierrenditen, das Geldmengenwachstum und die Wechselkursentwicklung, die ihrerseits die privaten Verbrauchs- und Investitionsausgaben, den Außenhandel und damit das Bruttoinlandsprodukt und andere realwirtschaftliche Größen beeinflussen<sup>17</sup>. Der Zusammenhang zwischen der Geldmengenentwicklung und der Preisentwicklung wird aber auch durch die Quantitätsgleichung beschrieben. Zwischen der Geldmenge als Ausdruck der gesamtwirtschaftlichen Liquidität und der Preisentwicklung besteht auf lange Sicht ein enger

---

17 Zum Transmissionsprozeß vgl. W. Jahnke and H.E. Reimers, *The Transmission of Monetary Policy in the Econometric Model of the Deutsche Bundesbank for Germany*. In *Bank for International Settlements (Ed.), Financial Structure and the Monetary Policy Transmission Mechanism*. Basel 1995, S. 381ff.

Zusammenhang, der mit der sogenannten Preislücke als Indikator von Inflationsgefahren in die Preisgleichungen des Modells einbezogen wurde<sup>18</sup>.

Mit der Bildung der deutschen Wirtschafts- und Währungsunion Mitte 1990, der anschließenden deutschen Vereinigung und der damit einhergehenden Erweiterung des Gebietsstandes kam es bei zahlreichen Datenreihen zu einem statistischen Sprung. Während die finanzwirtschaftlichen Daten von Anfang an auf gesamtdeutscher Ebene erfaßt wurden, sind die meisten realwirtschaftlichen Reihen bis zum Jahre 1995 getrennt nach Ostdeutschland und Westdeutschland erfaßt worden, um den bestehenden Unterschieden in den Produktionsbedingungen und Verhaltensweisen Rechnung zu tragen. Die Verhaltensgleichungen im finanziellen Sektor des Modells wurden demzufolge – soweit erforderlich – im Jahre 1991 auf gesamtdeutsche Daten umgestellt. Für den realwirtschaftlichen Sektor des Modells wurde zunächst das bisherige Modell für Westdeutschland beibehalten und mit einem Modell für Ostdeutschland verknüpft, in dem die Koeffizienten der Verhaltensgleichungen nicht geschätzt, sondern kalibriert waren<sup>19</sup>. Im Verlauf des Jahres 1995 wurde dann aber auch der realwirtschaftliche Bereich des Modells auf gesamtdeutsche Daten umgestellt. Der durch die deutsche Vereinigung verursachte statistische Bruch in den Zeitreihen wurde in den Verhaltensfunktionen durch eine entsprechende Dummyvariable berücksichtigt, die allerdings lediglich in der Hälfte der Gleichungen erforderlich war. Das wirtschaftliche Verhalten in Ostdeutschland, auf das zwar etwa ein Fünftel der Bevölkerung, aber nur etwa ein Zehntel der Produktion in Deutschland entfallen, hat sich inzwischen zu einem erheblichen Teil an das Verhalten der Wirtschaftsteilnehmer in Westdeutschland angepaßt.

Nach der Bildung des Europäischen Währungssystems und der Festlegung von Leitkursen zwischen den beteiligten Währungen wurde der Index des Außenwerts der D-Mark gegenüber fremden Währungen entsprechend disaggregiert. Die fortschreitende Globalisierung der Finanzmärkte, die wachsende Integration der Güter- und Arbeitsmärkte, insbesondere in der Europäischen Union, und die wachsende internationale Zusammenarbeit, beispielsweise auf den Weltwirtschaftsgipfeln, haben dazu geführt, daß den internationalen Aspekten der Wirtschaftsentwicklung eine immer größere Bedeutung zukam. In der ersten Hälfte der neunziger Jahre wurde das Modell für die deutsche Wirtschaft deshalb in ein Mehr-Länder-Modell integriert, das kleinere Ländermodelle für acht weitere wichtige Industrieländer (USA, Japan, Großbritannien, Frankreich, Italien, Kanada, Niederlande, Belgien) und einen internationalen Verknüpfungsblock enthält, der die Entwicklung der Ausfuhr, d.h. der Einfuhr der übrigen Länder, sowie der Einfuhrpreise, d.h. der Ausfuhrpreise der übrigen Länder, erklärt. Das Modell besteht infolgedessen zur Zeit aus insgesamt 292 geschätzten

---

18 Vgl. Deutsche Bundesbank (Hrsg.), Zum Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland. „Monatsberichte“, Jg. 44 (1992), Nr. 1, S. 20ff.; O. Issing, Theoretische und empirische Grundlagen der Geldmengenpolitik der Deutschen Bundesbank. „Wirtschaftsdienst“, Jg. 72 (1992), S. 537ff.; K.-H. Tödter and H.-E. Reimers, P-Star as a Link Between Money and Prices in Germany. „Weltwirtschaftliches Archiv“, Jg. 130 (1994), S. 273ff.; O. Issing und K.-H. Tödter. Geldmenge und Preise im vereinigten Deutschland. In: D. Duwendag (Hrsg.), Neuere Entwicklungen in der Geldtheorie und Währungspolitik. Berlin 1995, S. 97ff.

19 Vgl. K.-H. Tödter. Modelling the German Economy after Unification. In: Suomen Pankki (Bank of Finland) (Ed.), Economic Policy Coordination in an Integrating Europe. Helsinki 1992, S. 49ff.

Verhaltensgleichungen, von denen 75 auf Deutschland entfallen, wobei die entsprechenden außenwirtschaftlichen Gleichungen nicht mehr Bestandteil des Modells für Deutschland, sondern des Außenwirtschaftsblocks des Gesamtmodells sind. Die deutschen Importe konnten infolgedessen auch nicht mehr nach Warengruppen disaggregiert werden. Um das Modell weiter zu straffen, wurden außerdem die Steuereinnahmen wieder stärker zusammengefaßt. Die Spezifikation der Wechselkursentwicklung trägt den Regelungen für die am Wechselkursmechanismus des Europäischen Währungssystems teilnehmenden Währungen in besonderer Weise Rechnung<sup>20</sup>.

Für die Entwicklung makro-ökonomischer Modelle ist es erforderlich, daß neben ausreichend langen statistischen Zeitreihen auch leistungsfähige elektronische Rechenanlagen mit einer entsprechenden Software zur Verfügung stehen. Dies war in der Deutschen Bundesbank erst seit dem Jahre 1972 der Fall. Vorher mußten die ökonomischen Berechnungen in einem Dienstleistungsrechenzentrum außerhalb der Bank durchgeführt werden. Zunächst wurden für diese Berechnungen die Programme AUTEC für die Schätzung der Verhaltensgleichungen und das für das Brookings-Modell entwickelte Programm SIMULATE zur Simulation des Modells verwendet. Vom Jahre 1976 an wurde dann auch das Programm TSP (Time Series Processor) eingesetzt, mit dem später das Modell sowohl geschätzt als auch simuliert werden konnte. Da hier seinerzeit aber die Möglichkeit fehlte, Ergebnisse in Tabellen und Schaubildern darzustellen, wird seit 1985 das umfangreiche, am MIT entwickelte, zahlreiche zusätzliche Routinen enthaltende ökonomische Programmsystem TROLL (Timeshared Reactive On-Line Laboratory) zur Schätzung, Simulation, Überprüfung und Darstellung des Modells eingesetzt, für das nunmehr auch eine PC-Version zur Verfügung steht, die demnächst übernommen wird.

### 3. Verwendung des Modells als Prognoseinstrument

Das makro-ökonomische Modell der Deutschen Bundesbank ist praktisch von Anfang an regelmäßig sowohl zu gesamtwirtschaftlichen Vorausschätzungen als auch zur Untersuchung wirtschaftspolitischer Fragestellungen herangezogen worden. Da teilweise erhebliche Vorbehalte gegen die Verwendung solcher Modelle bestanden, wurden die Ergebnisse aber stets nur ergänzend zur wirtschaftlichen Analyse herangezogen. Ein großer Teil der Vorbehalte hängt damit zusammen, daß schon interdependente Gleichungssysteme mit nur wenigen Gleichungen wegen der gegenseitigen Abhängigkeiten nur schwer durchschaubar sind. Da nicht erkennbar wird, was sich eigentlich im Innern der Dunkelkammer des Modells, d.h. der sogenannten black box, abspielt, bleibt ein Unbehagen, und die Modellergebnisse werden zunächst einmal in Frage gestellt.

Die Deutsche Bundesbank benötigt zur Ableitung des Geldmengenziels und zur Durchführung ihrer Geldpolitik, aber auch für ihre Beratungstätigkeit in zahlreichen nationalen und internationalen Gremien Vorausschätzungen der künftigen gesamtwirt-

---

20 Vgl. W. Jahnke and B. Landau, *Effects of a Single European Monetary Policy: Simulations with the Multi-Country Model of the Deutsche Bundesbank*. In: *Bank for International Settlements (Ed.), Monetary Policy and the Inflation Process*. Basel 1997, S. 297ff.

schaftlichen Entwicklung. In den fünfziger und sechziger Jahren waren diese Vorausschätzungen auf herkömmliche, iterativ-analytische Weise unter Verwendung der Bilanzidentitäten des Systems der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen erstellt worden<sup>21</sup>. Nach der Entwicklung des makro-ökonomischen Modells wurde dieses zunächst zur Überprüfung der herkömmlichen Prognosen herangezogen. Im weiteren Verlauf wurde das Modell dann zunehmend als zusätzliches Prognoseinstrument eingesetzt, wobei allerdings bestimmte exogene Annahmen über die Wirtschaftsentwicklung im Ausland sowie über die künftige Geld-, Finanz- und Lohnpolitik vorher festgelegt wurden. Gleichwohl wichen die Ergebnisse der beiden Prognoseverfahren, insbesondere bei einzelnen Komponenten des Bruttoinlandsprodukts, häufig deutlich voneinander ab. Dabei erwies sich das neue ökonomische Prognoseverfahren bei einem Prognosehorizont von ein bis zwei Jahren keineswegs als überlegen, da die herkömmliche Vorausschätzung auf eine Reihe von Konjunkturindikatoren wie Auftragseingänge, Auftragsbestände, Geschäftserwartungen usw. sowie auf bereits vorliegende monatliche Daten innerhalb des laufenden Quartals gestützt wurde. Obschon die Treffsicherheit der Modellprognosen allerdings auch nicht geringer war als die der herkömmlichen Vorausschätzungen, kam diesen als dem bewährten bisherigen Verfahren in der wirtschaftlichen Analyse häufig ein größeres Gewicht zu.

Die möglicherweise zunächst gehegten Hoffnungen, die Treffsicherheit kurzfristiger Wirtschaftsprognosen durch das makro-ökonomische Modell entscheidend zu erhöhen, hatten sich mithin nicht erfüllt. Die teilweise erheblichen Unterschiede in den Ergebnissen der beiden Prognoseverfahren, die als Indikator von Fehlermargen hätten dienen können, verursachten vielmehr zunehmend Irritationen. Der Druck, wieder eine einheitliche Vorausschätzung vorzulegen, nahm deshalb zu. Dabei sollten jedoch die komparativen Vorteile, die das ökonomische Prognoseverfahren bietet, erhalten bleiben. Vorausschätzungen mit einem makro-ökonomischen Modell sichern die Konsistenz der Prognose. Das Modell gewährleistet die Interdependenz zwischen den verschiedenen Sektoren der Wirtschaft, beschreibt die dynamischen Zusammenhänge im Zeitablauf und bildet die wirtschaftstheoretische und empirische Grundlage der Vorausschätzung durch eine systematische Verarbeitung zahlreicher Beobachtungswerte, d.h. großer Informationsmengen. Ökonomische Prognosen schaffen überdies Transparenz, indem alle exogenen Annahmen und die Reaktion der endogenen Variablen darauf explizit und grundsätzlich nachvollziehbar sind. Außerdem lassen sich verhältnismäßig leicht Alternativen durch Veränderung der exogenen Annahmen durchrechnen.

Bei den internen gesamtwirtschaftlichen Vorausschätzungen, die regelmäßig im Frühjahr und im Herbst eines Jahres, teilweise auch noch dazwischen, vorgenommen werden, wurde infolgedessen in der Deutschen Bundesbank zunehmend das makro-ökonomische Modell verwendet. Dabei werden allerdings in großem Umfang externe Informationen, d.h. sogenanntes Expertenwissen, z.B. über Sonderfaktoren, in die Modellprognose eingefügt. Das betrifft nicht nur die Entwicklung der exogenen Variablen des Modells, sondern auch den Verlauf der endogenen Variablen, der durch positive oder negative Werte für die Residuen der geschätzten Verhaltensgleichungen

---

21 Zu diesem Verfahren vgl. A. Krumper, Die Praxis der Prognose des Ifo-Instituts. „Ifo-Studien“, Jg. 36 (1990), S. 83ff.

„angepaßt“ wird. Dementsprechend handelt es sich nicht um eine reine Modellprognose, sondern um eine Vorausschätzung, bei der zahlreiche Annahmen und Informationen durch das Modell miteinander koordiniert werden. Das makro-ökonomische Modell, das dann in bestimmten Fällen auch dazu herangezogen wird, durch alternative exogene Annahmen die Risiken dieser „Haupt“prognose, beispielsweise bei der Einschätzung der künftigen Entwicklung der Ölpreise, abzuschätzen, erwies sich als offen und flexibel genug, um auf diese Weise zur Vorausschätzung verwendet werden zu können. Dabei werden die vorhandenen Möglichkeiten des Modells allerdings nicht genutzt, die jeweiligen Punktprognosen durch stochastische Simulationen um Prognoseintervalle zu ergänzen. Dies dürfte damit zusammenhängen, daß zu große Prognoseintervalle bzw. mögliche Fehlermargen die zu treffenden geld- und finanzpolitischen Entscheidungen eher erschweren als erleichtern. Eine andere Möglichkeit, die gelegentlich auch genutzt wurde, besteht darin, das Modell dazu heranzuziehen, Prognosefehler der Vergangenheit in ihre einzelnen Komponenten zu zerlegen<sup>22</sup>. Dadurch konnten wichtige Hinweise für die Weiterentwicklung des Modells, so z.B. die stärkere Berücksichtigung der internationalen Zusammenhänge, gewonnen werden.

#### 4. Simulationsrechnungen zur wirtschaftspolitischen Analyse

Das ökonomische Modell bietet die Möglichkeit, die kurzfristigen Wirtschaftsprognosen über einen längeren Zeitraum zu einer Wirtschaftsprojektion (Basislinie des Modells) zu verlängern. Dies ist vor allem deshalb wichtig, weil sich die Reaktionen auf exogene Schocks, insbesondere die Wirkungen geld- oder finanzpolitischer Maßnahmen, nicht auf den Prognosezeitraum von ein bis zwei Jahren beschränken, sondern häufig weit darüber hinaus in die Zukunft erstrecken. Während die gesamtwirtschaftlichen Vorausschätzungen auf mögliche Fehlentwicklungen und einen damit einhergehenden wirtschaftspolitischen Handlungsbedarf hinweisen, dienen die wirtschaftspolitischen Alternativrechnungen mit dem Modell dazu, die voraussichtlichen Wirkungen möglicherweise zu treffender Maßnahmen abzuschätzen. Ebenso wie die Ergebnisse ökonomischer Modellprognosen unterliegen aber auch die Ergebnisse dieser wirtschaftspolitischen Simulationsrechnungen der kritischen Beurteilung auf der Grundlage anderer Verfahren und Vorstellungen. Tatsächlich wird das Modell in breitem Umfang dazu verwendet, die gesamtwirtschaftlichen Wirkungen von Änderungen der öffentlichen Ausgaben, der Steuern und Beiträge, der Löhne, der Arbeitszeit, der Wechselkurse, der Zinsen usw. sowie einer Kombination verschiedener Maßnahmen in einem Policy-mix zu untersuchen. Im folgenden wird auf die damit verbundenen Probleme am Beispiel zweier hypothetischer Simulationsrechnungen eingegangen.

Untersucht werden die Wirkungen einer Erhöhung der Bundesbankzinssätze (Diskontsatz, Lombardsatz und Wertpapierpensionsatz) um 100 Basispunkte als Beispiel für die Geldpolitik sowie einer Kürzung der öffentlichen Übertragungen an private

---

22 Vgl. Deutsche Bundesbank (Hrsg.), Die Verwendung des ökonomischen Modells der Deutschen Bundesbank zu gesamtwirtschaftlichen Vorausschätzungen. „Monatsberichte“, Jg. 41 (1989), Nr. 5, S. 29ff.

Tabelle 2

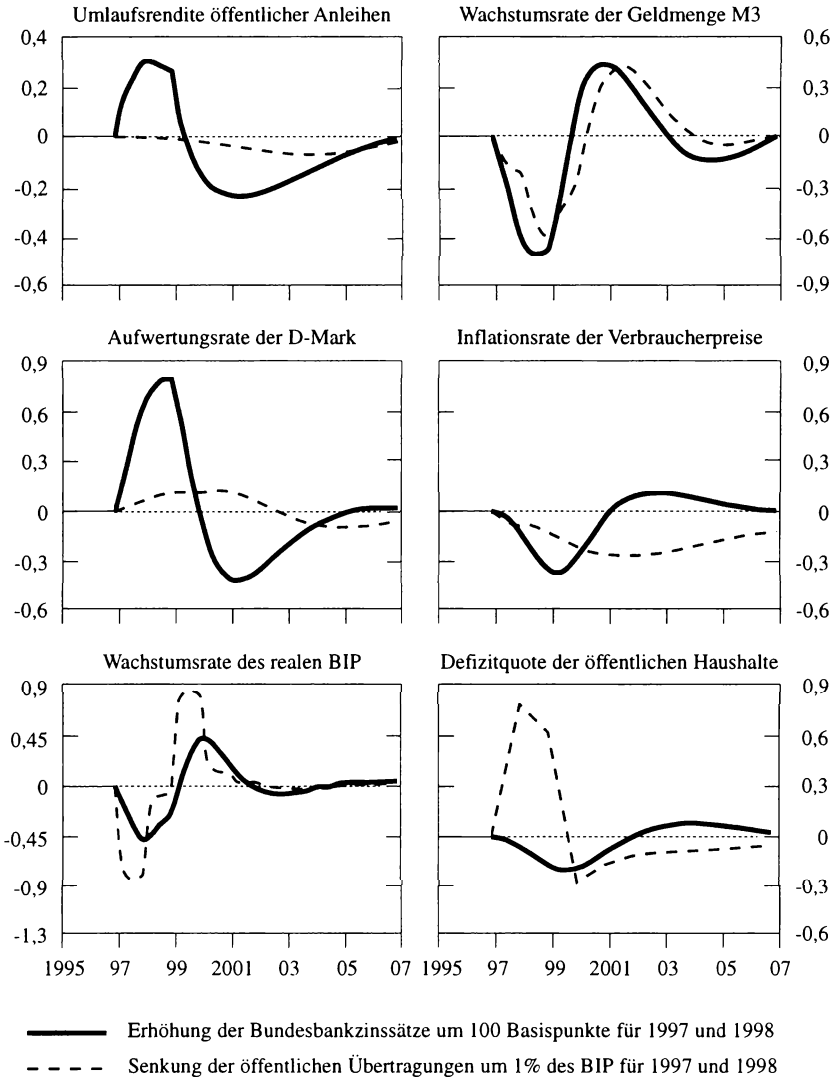
<b>Wirkungen einer Änderung der Geld- oder Finanzpolitik in Deutschland im makro-ökonomischen Mehr-Länder-Modell</b>								
1997 bis 2004; Abweichung von der Basislinie in Prozentpunkten (Wachstumseffekt)								
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
<i>Geldpolitik</i>								
Vorübergehende Änderung <sup>1</sup>								
Wachstumsrate des realen BIP	-0,32	-0,34	0,21	0,31	0,05	-0,06	-0,05	0,00
Inflationsrate der Verbraucherpreise <sup>2</sup>	-0,07	-0,28	-0,33	-0,12	0,05	0,11	0,09	0,06
Dauerhafte Änderung <sup>3</sup>								
Wachstumsrate des realen BIP	-0,32	-0,34	-0,13	-0,06	-0,08	-0,11	-0,12	-0,12
Inflationsrate der Verbraucherpreise <sup>2</sup>	-0,07	-0,28	-0,40	-0,40	-0,35	-0,31	-0,27	-0,26
<i>Finanzpolitik</i>								
Vorübergehende Änderung <sup>4</sup>								
Wachstumsrate des realen BIP	-0,80	-0,10	0,81	0,14	0,04	-0,01	-0,02	-0,01
Inflationsrate der Verbraucherpreise <sup>2</sup>	-0,04	-0,10	-0,13	-0,15	-0,10	-0,03	0,03	0,07
Dauerhafte Änderung <sup>5</sup>								
Wachstumsrate des realen BIP	-0,80	-0,10	0,01	0,04	0,04	0,03	0,02	0,02
Inflationsrate der Verbraucherpreise <sup>2</sup>	-0,04	-0,10	-0,17	-0,24	-0,28	-0,27	-0,25	-0,21
Berechnungen der Deutschen Bundesbank. – <sup>1</sup> Erhöhung der Bundesbankzinssätze um 100 Basispunkte für 1997 und 1998. – <sup>2</sup> Preisindex des Privaten Verbrauchs. – <sup>3</sup> Erhöhung der Bundesbankzinssätze um 100 Basispunkte für 1997 bis 2004. – <sup>4</sup> Senkung der öffentlichen Übertragungen um 1 vH des nominalen BIP für 1997 und 1998. – <sup>5</sup> Senkung der öffentlichen Übertragungen um 1 vH des nominalen BIP für 1997 bis 2004.								

Haushalte um 1 vH des nominalen Bruttoinlandsprodukts als Beispiel für die Finanzpolitik, wobei unterschieden wird, ob diese Maßnahmen nur vorübergehend für die Jahre 1997 und 1998 oder dauerhaft getroffen werden. In beiden Fällen handelt es sich nach allgemeiner Vorstellung um kontraktive Maßnahmen, von denen aber – zumindest auf längere Sicht – eine Dämpfung des Preisanstiegs und eine Beschleunigung des realen Wachstums erwartet werden. Ob die erwarteten Wirkungen jedoch überhaupt eintreten und wann damit gerechnet werden kann, ist in hohem Maße kontrovers. Vielfach wird beispielsweise erwartet, daß die positiven Wirkungen einer glaubwürdigen staatlichen Konsolidierungspolitik auf die Investitionsbereitschaft der Unternehmen und damit auf das reale Wachstum mehr oder weniger unmittelbar eintreten. Von besonderer Bedeutung ist in diesem Zusammenhang auch, ob und in welchem Umfang die jeweilige konjunkturelle Ausgangslage sowie das Ausmaß der öffentlichen Verschuldung eine Rolle spielen.

Bei einem Modell, dem die neo-klassische Wirtschaftstheorie zugrundeliegt, wie das beim makro-ökonomischen Modell der Deutschen Bundesbank weitgehend der Fall ist, wird das reale Wachstum auf lange Sicht durch die Bevölkerungsentwicklung bzw. durch die Veränderung des Arbeitsangebots und durch den exogenen technischen Fortschritt bestimmt. Die realen Wachstumsmöglichkeiten können dementsprechend

## Wirkungen einer vorübergehenden Änderung der Geld- oder Finanzpolitik in Deutschland im makro-ökonometrischen Mehr-Länder-Modell

1995 bis 2007; Abweichung von der Basislinie in Prozentpunkten (Wachstumseffekte)

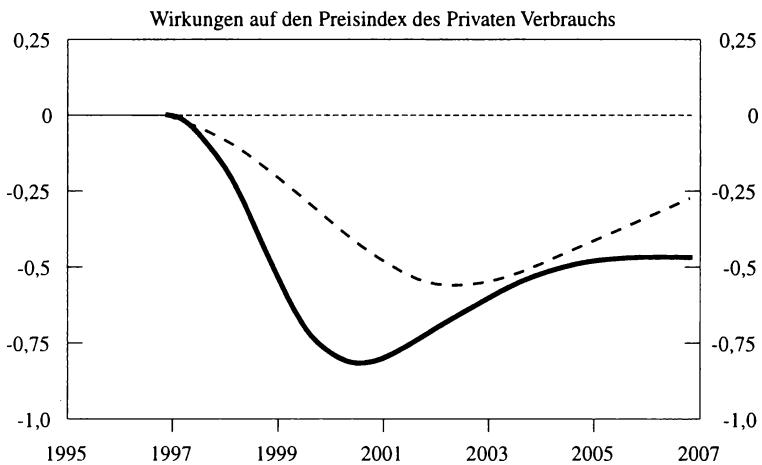
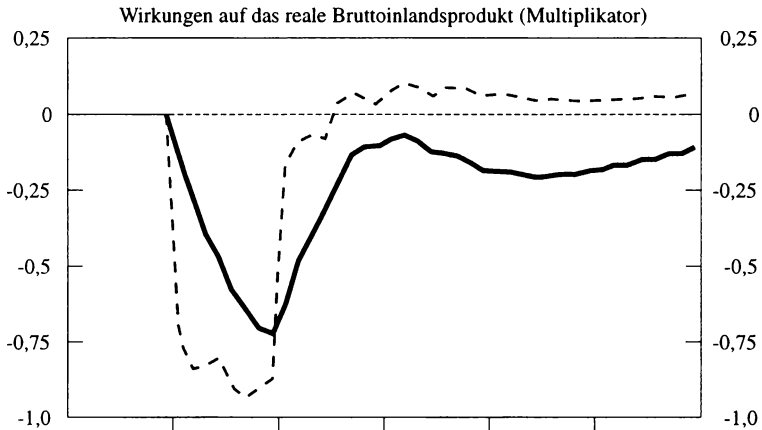


Deutsche Bundesbank.



**Wirkungen einer vorübergehenden Änderung der Geld- oder Finanzpolitik in Deutschland im makro-ökonometrischen Mehr-Länder-Modell auf das reale Bruttoinlandsprodukt**

1995 bis 2007; Abweichung von der Basislinie in % (Niveaueffekt)



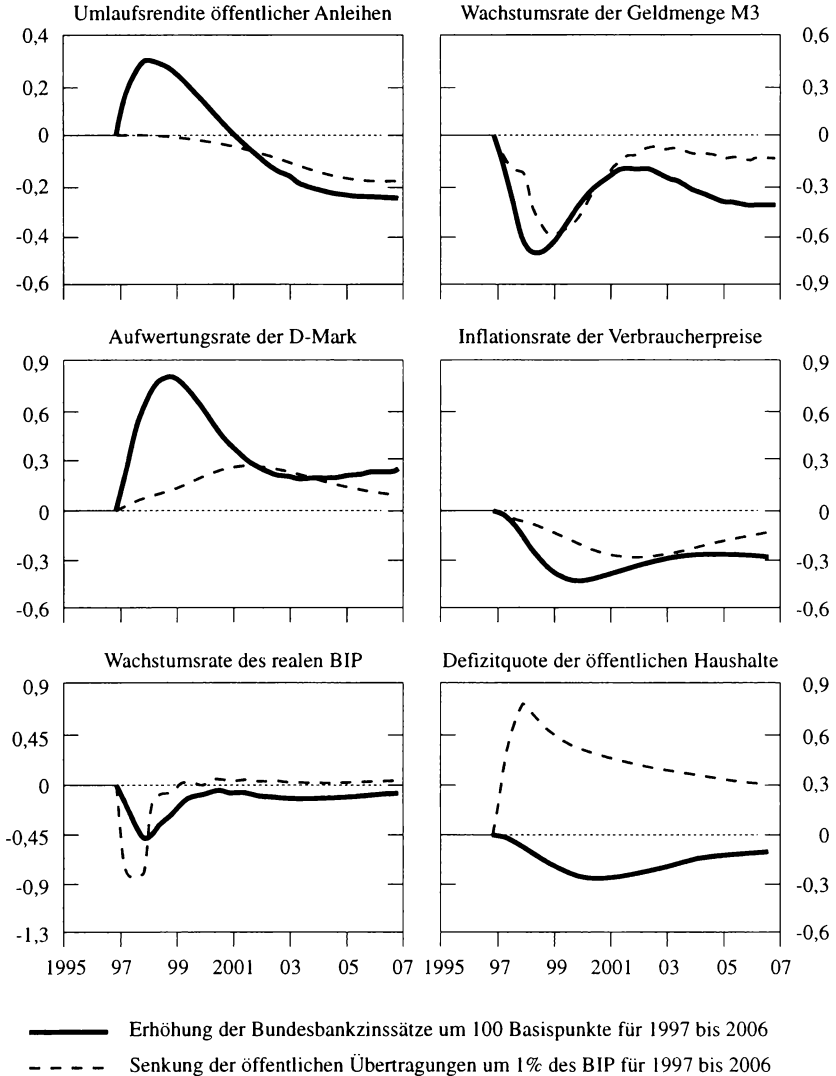
- Erhöhung der Bundesbankzinssätze um 100 Basispunkte für 1997 und 1998
- - - Senkung der öffentlichen Übertragungen um 1% des BIP für 1997 und 1998

Deutsche Bundesbank.

Schaubild 3

### Wirkungen einer dauerhaften Änderung der Geld- oder Finanzpolitik in Deutschland im makro-ökonometrischen Mehr-Länder-Modell

1995 bis 2007; Abweichung von der Basislinie in Prozentpunkten (Wachstumseffekte)



Deutsche Bundesbank.

in solchen Modellen weder durch die Geldpolitik noch durch die Finanzpolitik langfristig beeinflusst werden, es sei denn, dadurch würden die technische Fortschrittsrate oder sogar das Bevölkerungswachstum verändert, die dann allerdings als endogene Variablen erklärt werden müßten. Die mit dem makro-ökonomischen Modell der Deutschen Bundesbank durchgeführten Simulationsrechnungen zeigen, daß die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts selbst bei einer dauerhaften Änderung der Geld- oder der Finanzpolitik nach einer gewissen Zeit wieder zu ihrem Ausgangspfad in der Basislinie zurückkehrt. Da die Preise im Zusammenhang mit den Inflexibilitäten und Rigiditäten auf den Güter- und Arbeitsmärkten erst mit erheblichen zeitlichen Verzögerungen reagieren, kommt es jedoch vorübergehend zu kontraktiven Mengenreaktionen und damit zu einer Abschwächung des realen Wachstums, d.h. zu negativen Wachstumseffekten. Diese Phase des Wirkungsablaufs kann, auch bei unterausgelasteten Produktionskapazitäten, mehrere Jahre anhalten. Da die Nicht-Linearitäten im Modell der Bundesbank, wie in anderen vergleichbaren Modellen auch, nur verhältnismäßig schwach ausgeprägt sind, spielt die jeweilige Ausgangslage hierbei eine eher untergeordnete Rolle. Sowohl die vorübergehende kontraktive Wirkung oder deren Ausmaß und Dauer als auch die weitgehend ausbleibenden positiven Wachstumswirkungen werden allerdings teilweise in Frage gestellt<sup>23</sup>. Die vorhandenen unterschiedlichen Vorstellungen über die kürzerfristigen und längerfristigen Reaktionen auf eine Änderung der Geld- oder der Finanzpolitik, die entweder mehr zu Modellen mit rationaler Erwartungsbildung und unmittelbarer Markträumung, d.h. mit einer auch kurzfristig vertikalen Phillipskurve, oder mehr zu Modellen mit ausgeprägten Preisrigiditäten und länger andauernden Marktungleichgewichten neigen, führen dazu, daß die Ergebnisse von wirtschaftspolitischen Simulationsrechnungen mit dem Modell nur zum Teil akzeptiert werden. Die Frage, welches Modell der Realität besser entspricht, bleibt umstritten und läßt sich empirisch kaum eindeutig beantworten.

Werden statt der Veränderungen der Wachstumsraten, d.h. der Wachstumseffekte, die Wirkungen auf das reale Bruttoinlandsprodukt und das Preisniveau betrachtet, so ergibt sich, daß das reale BIP bei einer vorübergehenden Kürzung der Transferzahlungen an die privaten Haushalte um 1 vH des BIP nur um 0,8 bis 0,9 vH zurückgeht, d.h. der Multiplikator liegt unter Eins. Auf längere Sicht liegt das reale BIP sogar, wenn auch nur geringfügig, über seinem Niveau in der Basislinie. Eine ähnliche Entwicklung ergibt sich nach einer vorübergehenden Anhebung der kurzfristigen Zinssätze. Allerdings halten die Wirkungen in diesem Fall etwas länger an, und das reale Bruttoinlandsprodukt kehrt auch nicht wieder vollständig zur Basislinie zurück. Dies ergibt sich, wie auch bei den Niveaueffekten der Finanzpolitik, daraus, daß das Modell den langfristigen neo-klassischen Eigenschaften nicht voll, sondern nur näherungsweise entspricht. Für das Preisniveau zeigt sich ein Rückgang, der im Falle der Geldpolitik stärker und nachhaltiger ausfällt als bei einer Änderung der Finanzpolitik. Eine vorübergehende Erhöhung der kurzfristigen Zinssätze um 100 Basispunkte führt nach den Berechnungen zu einer dauerhaften Senkung des Preisniveaus um annähernd ½ vH.

---

23 Zu den unterschiedlichen Vorstellungen über die kurzfristigen Wirkungen einer Konsolidierung der öffentlichen Haushalte vgl. auch die Mehrheits- und die Minderheitsmeinung in Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Reformen voranbringen. Jahresgutachten 1996/97. Stuttgart 1996, Ziffer 289ff.

Die vorübergehenden Wachstumseinbußen, die sich bei der angenommenen kontraktiven Geld- oder Finanzpolitik im Modell ergeben, dämpfen den Preisanstieg. Die Inflationsrate kehrt jedoch im allgemeinen auf längere Sicht wieder zu ihrem Wert in der Basislinie zurück. Das Preisniveau bleibt allerdings, vor allem bei einer dauerhaften Änderung der Politik, deutlich unter seinem Wert in der Basislinie. Dies gilt in besonderem Maße bei einer dauerhaften Erhöhung der kurzfristigen Zinssätze, die zu einer anhaltenden Verringerung des Geldmengenwachstums und der Inflationsrate und damit zu einem – im Vergleich zur Basislinie – sinkenden Preisniveau führt. Für dieses Simulationsexperiment, in dem von einem vollständigen Regimewechsel ausgegangen wird, dürfte das Modell allerdings weniger geeignet sein, da keine Rückkopplung zwischen der Preisentwicklung auf der einen Seite und der Entwicklung der kurzfristigen Zinssätze auf der anderen Seite über eine geldpolitische Reaktionsfunktion vorhanden ist. In dem zugrundeliegenden Modellrahmen üben die Geld- und Finanzpolitik einen beträchtlichen Einfluß auf die nominalen Größen und damit auf Geldmenge und Preisniveau aus, während die realen Größen auf lange Sicht nur sehr bedingt beeinflusst werden können.

## 5. Perspektiven für die Weiterentwicklung des Modells

Im Laufe seiner langjährigen Entwicklung haben sich sowohl die Struktur als auch die Spezifikation des makro-ökonomischen Modells der Deutschen Bundesbank erheblich verändert. Dabei wurden wirtschaftspolitische Ereignisse wie der Übergang zu flexiblen Wechselkursen oder die deutsche Vereinigung ebenso berücksichtigt wie wirtschaftstheoretische Entwicklungen, z.B. die größere Bedeutung der Angebotsfaktoren oder die Zusammenfassung kurzfristiger und langfristiger Aspekte in Form der Fehlerkorrekturmodelle. Gleichwohl werden die Ergebnisse des Modells, das sowohl zur kurzfristigen Vorausschätzung und mittelfristigen Projektion als auch zur wirtschaftspolitischen Analyse herangezogen wird, weiterhin skeptisch hinterfragt. Nur selten wird dabei bestritten, daß es überhaupt möglich sei, die komplexen gesamtwirtschaftlichen Zusammenhänge mit einem stark vereinfachten makro-ökonomischen Modell empirisch zu erfassen. Eher wird schon darauf hingewiesen, daß das Modell immer noch zu umfangreich und nicht einfach genug sei, um die Ergebnisse durchschauen zu können. Am häufigsten werden Einwände gegen einzelne Ergebnisse erhoben, vor allem gegen die Richtung, gegen das Ausmaß oder gegen die Dauer der Reaktionen auf exogene Schocks, insbesondere im Hinblick auf die Wirkungen geld- und finanzpolitischer Maßnahmen.

Ein häufig wiederkehrender Einwand bezieht sich auf die Form der Erwartungsbildung. Bisher wird im Modell weitgehend von einer adaptiven, vergangenheitsorientierten Erwartungsbildung ausgegangen. Sie scheint auch durchaus mit dem tatsächlichen Verhalten der privaten Haushalte und Unternehmen übereinzustimmen. Gleichwohl spricht einiges dafür, daß die Erwartungen, insbesondere auf den Finanzmärkten, deren gesamtwirtschaftliche Bedeutung bei wachsenden Vermögensbeständen erheblich zugenommen hat, teilweise auch zukunftsorientiert gebildet werden. Bei der künftigen Weiterentwicklung des makro-ökonomischen Modells der Deutschen Bundesbank erscheint es deshalb notwendig, in wichtigen Bereichen eine zukunftsorientierte, modell-konsistente Erwartungsbildung zu berücksichtigen, zumal inzwi-

schen auch leistungsfähige Lösungsalgorithmen für die Simulation größerer Strukturmodelle mit modell-konsistenten Erwartungen zur Verfügung stehen<sup>24</sup>. Die Form der Erwartungsbildung ist allerdings ohne Einfluß auf die langfristigen neo-klassischen Eigenschaften des Modells. Sie kann jedoch zu erheblichen Veränderungen im dynamischen Reaktionsverhalten des Modells führen.

Die Frage der Erwartungsbildung steht in engem Zusammenhang mit einer Reihe weiterer Probleme. Hierzu gehört die Berücksichtigung wirtschaftspolitischer Reaktionsfunktionen sowohl für die Geldpolitik, beispielsweise in Form der Taylor-Regel<sup>25</sup>, als auch für die Finanzpolitik in Form einer langfristig tragfähigen Verschuldungsquote, wobei diese Rückkopplungsregeln auch zukunftsorientiert und damit modell-konsistent formuliert werden können. Die Festlegung einer expliziten Entscheidungsregel für ein Gremium wie den Zentralbankrat der Deutschen Bundesbank, dessen Mitglieder unterschiedlich gewichteten Zielpräferenzen unterliegen, ist allerdings mit schwer überwindbaren Schwierigkeiten verbunden. Die Berücksichtigung einer öffentlichen Verschuldungsregel wirft darüber hinaus die Frage der konsistenten Einbeziehung sämtlicher Vermögensbestände, der zwischen den Beständen und ihren Veränderungen bestehenden Stock-Flow-Beziehungen, der sich daraus auf der Grundlage der intertemporalen Substitution ergebenden Budgetrestriktionen sowie der Vermögenspreise (asset prices) und der in ihnen enthaltenen Risikoprämien auf<sup>26</sup>. Je glaubwürdiger und nachhaltiger eine wirtschaftspolitische Maßnahme, etwa eine Konsolidierung der öffentlichen Haushalte, erscheint, um so eher dürfte sie sich in einer Verringerung der Risikoprämien und damit in positiven Wachstumswirkungen niederschlagen. Die angestrebte Berücksichtigung dieser Zusammenhänge im Modell ist jedoch, schon durch die mangelnde Datenverfügbarkeit, mit außerordentlich großen Schwierigkeiten verbunden.

Trotz aller Bemühungen, das makro-ökonomische Modell der Deutschen Bundesbank laufend an die neueren wirtschaftstheoretischen Entwicklungen sowie an die Erfordernisse der wirtschaftspolitischen Beratung anzupassen, bleibt es ungewiß, inwieweit damit letztlich eine Annäherung an die wirtschaftliche Realität gelingt. Da auch die wirtschaftstheoretische Basis des Modells bis zu einem gewissen Grade kontrovers bleibt, können die Ergebnisse des Modells in der wirtschaftspolitischen Beratung und Entscheidung zwar wichtige Informationen liefern, aber nicht die entscheidende Grundlage bilden. Teilweise werden die Entscheidungsträger die Ergebnisse in ihr Kalkül einbeziehen, häufig aber dann wegen der bestehenden Unsicherheiten letzten Endes doch nach gewissen Daumenregeln entscheiden. Insofern dürften makro-ökonomische Modelle auch in der Zukunft zwar ein unverzichtbares Werkzeug der wirtschaftspolitischen Beratung, aber kein durchgängiges Entscheidungsinstrument darstellen.

---

24 Vgl. J. Armstrong u.a., *A Robust Method for Simulating Forward-Looking Models*. Ottawa 1995, und M. Juillard and D. Laxton, *A Robust and Efficient Method for Solving Nonlinear Rational Expectations Models*. (IMF Working Paper.) Washington, D.C., 1996.

25 Vgl. J.B. Taylor, *Discretion Versus Policy Rules in Practice*. (Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 39.) Amsterdam 1993, S. 195ff.

26 Zur Entwicklung eines makro-ökonomischen Modells in dieser Richtung vgl. S. Poloz, D. Rose and R. Tetlow, *The Bank of Canada's new Quarterly Projection Model (QPM): An Introduction*. „Bank of Canada Review“, vol. 1994, S. 23ff.

## **Bibliographie des makro-ökonomischen Modells der Deutschen Bundesbank**

- Deutsche Bundesbank (Hrsg.), Aufbau und Ergebnisse des ökonomischen Modells der Deutschen Bundesbank. „Monatsberichte“, Jg. 27 (1975), Nr. 5, S. 28ff.
- Deutsche Bundesbank (Hrsg.), Weiterentwicklung des ökonomischen Modells der Deutschen Bundesbank. „Monatsberichte“, Jg. 30 (1978), Nr. 4, S. 22ff.
- Deutsche Bundesbank (Hrsg.), Der Einfluß des zweiten Ölpreisschocks auf die Wirtschaft der Bundesrepublik Deutschland (eine ökonomische Untersuchung). „Monatsberichte“, Jg. 33 (1981), Nr. 4, S. 13ff.
- Deutsche Bundesbank (Hrsg.), Struktur und Eigenschaften einer neuen Version des ökonomischen Modells der Deutschen Bundesbank. „Monatsberichte“, Jg. 34 (1982), Nr. 8, S. 32ff.
- Deutsche Bundesbank (Hrsg.), Auslandseinflüsse auf Leistungsbilanz und binnenwirtschaftliche Entwicklung im ökonomischen Modell der Deutschen Bundesbank. „Monatsberichte“, Jg. 38 (1986), Nr. 7, S. 24ff.
- Deutsche Bundesbank (Hrsg.), Bestimmungsfaktoren der deutschen Leistungsbilanz in den Jahren 1984 bis 1987 – Ergebnisse einer ökonomischen Untersuchung. „Monatsberichte“, Jg. 40 (1988), Nr. 5, S. 32ff.
- Deutsche Bundesbank (Hrsg.), Die Verwendung des ökonomischen Modells der Deutschen Bundesbank zu gesamtwirtschaftlichen Vorausschätzungen. „Monatsberichte“, Jg. 41 (1989), Nr. 5, S. 29ff.
- Deutsche Bundesbank (Hrsg.), Zum Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland. „Monatsberichte“, Jg. 44 (1992), Nr. 1, S. 20ff.
- Deutsche Bundesbank (Ed.), *Macroeconomic Model of the German Economy*. Frankfurt a.M. 1994.
- Deutsche Bundesbank (Hrsg.), *Makro-ökonomisches Mehr-Länder-Modell*. Frankfurt a.M. 1996.
- Heilemann, U., Kritische Anmerkungen zu einer Simulationsstudie der Deutschen Bundesbank. „Vierteljahrsheft zur Wirtschaftsforschung“, Jg. 1983, S. 59ff.
- Herrmann, H. and Jahnke, W., The Interest Rate Policy Transmission Process in Germany. In: Bank for International Settlements (Ed.), *National Differences in Interest Rate Transmission*. Basel 1994, S. 107ff.
- Jahnke, W., Experience with the Econometric Model of the Deutsche Bundesbank. In F. Masera, u.a. (Eds.), *Econometric Research in European Central Banks*. Rom 1975, S. 129ff.
- Jahnke, W., Entwicklung und Anwendung des ökonomischen Modells der Deutschen Bundesbank. In: F. Schober und H.D. Plötzener (Hrsg.), *Ökonomische Modelle und Systeme*. (SRA Fachberichte und Referate, Bd. 4.) München und Wien 1978, S. 167ff.

- Jahnke, W., Möglichkeiten der Analyse und Prognose mit dem ökonometrischen Modell der Deutschen Bundesbank. In: J. Bendisch und P. Hoschka (Hrsg.), Möglichkeiten und Grenzen sozioökonomischer Modelle. (GMD-Studien, Nr. 68.) St. Augustin 1982, S. 45ff.
- Jahnke, W., Geldpolitische Instrumente und monetärer Transmissionsprozeß im Bundesbankmodell. In: W. Ehrlicher und R. Richter (Hrsg.), Geld- und Währungsordnung. Berlin 1983, S. 9ff.
- Jahnke, W., Gesamtwirtschaftliche Wirkungen öffentlicher Nachfrageimpulse – Eine Auseinandersetzung mit kritischen Anmerkungen zu einer Untersuchung der Deutschen Bundesbank. „Konjunkturpolitik“, Jg. 30 (1984), S. 47ff.
- Jahnke, W., Some Reflections on the Production of an Econometric Model. In: B. Gahlen and M. Sailer (Eds.), Macroeconometric Modelling of the West German Economy. Berlin 1985, S. 51ff.
- Jahnke, W., Simulation verschiedener Strategien zur Verringerung der Arbeitslosigkeit. „Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften“, Jg. 106 (1986), S. 557ff.
- Jahnke, W., Arbeitsmarkt und Lohnentwicklung in der deutschen Wirtschaft. „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik“, Bd. 203 (1987), S. 152ff.
- Jahnke, W., Macroeconomic Effects of Tax Policy: Some Simulation Results. In: J.K. Brunner and H.-G. Petersen (Eds.), Simulation Models in Tax and Transfer Policy. Frankfurt a.M. und New York 1990, S. 177.
- Jahnke, W., Gesamtwirtschaftliche Wirkungen der Bevölkerungsentwicklung bis zum Jahre 2000 – Simulationsergebnisse mit einem makroökonomischen Modell für die Bundesrepublik Deutschland. In: B. Felderer (Hrsg.), Bevölkerung und Wirtschaft. Berlin 1990, S. 211ff.
- Jahnke, W., Geldpolitik und monetärer Transmissionsprozeß im ökonometrischen Modell der Deutschen Bundesbank. „Geld und Währung“, Working Papers, Nr. 21, Frankfurt a.M. 1991.
- Jahnke, W., Long-term Interest Rates and Exchange Rates in the Bundesbank Macroeconometric Model of the German Economy. In: Bank for International Settlements (Ed.), The Determination of Long-Term Interest Rates and Exchange Rates and the Role of Expectations. Basel 1996, S. 81ff.
- Jahnke, W., Macroeconomic Effects of Tax Policy Measures in an Econometric Model of the German Economy. In: OECD (Ed.), Tax Modeling for Economies in Transition, erscheint demnächst.
- Jahnke, W. and Reimers, H.-E., The Transmission of Monetary Policy in the Econometric Model of the Deutsche Bundesbank for Germany. In: Bank for International Settlements (Ed.), Financial Structure and the Monetary Policy Transmission Mechanism. Basel 1995, S. 381ff.
- Jahnke, W. and Landau, B., Effects of a Single European Monetary Policy: Simulations with the Multi-Country Model of the Deutsche Bundesbank. In: Bank for Internatio-

- nal Settlements (Ed.), *Monetary Policy and the Inflation Process*. Basel 1997, S. 297ff.
- Schlesinger, H. und Jahnke, W., *Geldmenge, Preise und Sozialprodukt: Interdependenzzusammenhänge im Lichte ökonometrischer Forschungsergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland*. „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik“, Bd. 203 (1987), S. 576ff.
- Tödter, K.-H., *Effects of Shorter Hours on Employment in Disequilibrium Models*. „European Economic Review“, vol. 32 (1988), S. 1319ff.
- Tödter, K.-H., *Das ökonometrische Modell der Deutschen Bundesbank: Entwicklung, Struktur und Perspektiven*. In: G. Nakhaeizadeh und K.-H. Vollmer (Hrsg.), *Neuere Entwicklungen in der angewandten Ökonometrie*. Heidelberg 1990, S. 201ff.
- Tödter, K.-H., *Systemschätzung und stochastische Prognosen im Bundesbankmodell*. In: G. Nakhaeizadeh und K.-H. Vollmer (Hrsg.), *Anwendungsaspekte von Prognoseverfahren*. Heidelberg 1991, S. 123ff.
- Tödter, K.-H., *Structural Estimation and Stochastic Simulation of Large Non-linear Models*. „Economic Modelling“, vol. 9 (1992), S. 121ff.
- Tödter, K.-H., *Die Verwendung von Instrumentvariablen zur Schätzung interdependenter Modelle*. „Allgemeines Statistisches Archiv“, Bd. 76 (1992), S. 268ff.
- Tödter, K.-H., *Modelling the German Economy after Unification*. In: Suomen Pankki (Bank of Finland) (Ed.), *Economic Policy Coordination in an Integrating Europe*. Helsinki 1992, S. 49ff.
- Tödter, K.-H., *Eine transaktionsorientierte Geldmenge*. „Kredit und Kapital“, Jg. 27 (1994), S. 319ff.
- Tödter, K.-H. und Wewel, M.C., *Ein Portfoliomodell für den privaten Sektor in der Bundesrepublik Deutschland*. „Kredit und Kapital“, Jg. 24 (1991), S. 235ff.
- Tödter, K.-H. and Reimers, H.-E., *P-Star as a Link Between Money and Prices in Germany*. „Weltwirtschaftliches Archiv“, Jg. 130 (1994), S. 273ff.
- Wewel, M.C., *The Macroeconometric Model of the Deutsche Bundesbank: A Brief Review*. In: J. Gruber (Ed.), *Econometric Decision Models – New Methods of Modeling and Applications*. Berlin 1991, S. 626ff..
- Zwiener, R., *„Crowding-out“ durch öffentliche Investitionen? Eine Diskussion der Modellergebnisse der Deutschen Bundesbank und eine Gegenüberstellung mit den Ergebnissen der DIW-Version des ökonometrischen Konjunkturmodells der Wirtschaftsforschungsinstitute*. „Konjunkturpolitik“, Jg. 29 (1983), S. 121ff.



# Das Freiburger Modell: Erklärungs- und Prognosegüte sowie die Modellierung zeitvariabler Parameter und vereinigungsbedingter Effekte

Von Dietrich Lüdeke<sup>1</sup>

## 1. Zur Entstehungsgeschichte des Modells

Die ersten zwei geschätzten Versionen des heute mit dem Namen „Freiburger Modell“ bezeichneten ökonometrischen Systems wurden 1969 veröffentlicht<sup>2</sup>. Dabei handelte es sich um das erste große makroökonomische Vierteljahresmodell für den güterwirtschaftlichen Bereich der Bundesrepublik Deutschland. Die erste Modellversion bezog sich auf den Schätzzeitraum 1. Quartal 1952 bis 4. Quartal 1960 (Bundesgebiet ohne Saarland und West-Berlin) und die zweite auf den Schätzzeitraum 1. Quartal 1960 bis 4. Quartal 1964 (Bundesgebiet einschließlich Saarland und West-Berlin). Die Parameterschätzung erfolgte seinerzeit nach der Zweistufigen Methode der Kleinsten Quadrate.

Ende der siebziger Jahre wurde das Modell mit einem großen monetären Vierteljahresmodell verbunden, das im Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung, Tübingen, von W. Kau entwickelt worden war. Dieser Modellverbund ist unter dem Namen „F&T Modell“ (Freiburger und Tübinger Modell) für Gutachten für das Bundeswirtschafts- und das Bundesfinanzministerium sowie für zahlreiche weitere Untersuchungen verwendet worden<sup>3</sup>. Mitte der achtziger Jahre wurde dieser Modellverbund aufgelöst. Seitdem wird der güterwirtschaftliche Teil, das Freiburger Modell, ständig weiterentwickelt. Mit seiner jeweiligen aktualisierten Version werden in regelmäßigen Abständen ex ante-Prognosen erstellt, die in der überregionalen Presse veröffentlicht werden. Des Weiteren wird das Freiburger Modell für Simulationsanalysen aktueller wirtschaftspolitischer Fragestellungen herangezogen und auch in der Lehre angewandt.

- 
- 1 Für wertvolle Anregungen und Hinweise sage ich Herrn Diplom-Mathematiker Wolfgang Hummel und Herrn Diplom-Volkswirt Thilo Goodall-Rathert herzlichen Dank.
  - 2 Vgl. D. Lüdeke, Ein ökonometrisches Vierteljahresmodell für die BRD. Tübingen 1969.
  - 3 Vgl. D. Lüdeke u.a., Ein ökonometrisches Vierteljahresmodell für den güterwirtschaftlichen und monetären Bereich der Bundesrepublik Deutschland. Tübingen 1979; D. Lüdeke u.a., Freiburger and Tübinger Quarterly Econometric Model for the Federal Republic of Germany: an Overview. „Economic Modelling“, vol. 1 (1984), vgl. hier insbesondere die References, S. 231f.

## 2. Erklärungsgegenstand und Schätzung

Gegenstand der Modellerklärung sind die Aggregatgrößen der vierteljährlichen volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW, Berlin) sowie seit 1989 auch einige monetäre Größen, wie die Geldmenge (M1),

### Übersicht 1

#### Wesentliche Erklärungsbereiche des Freiburger Modells

##### 1. Bruttosozialprodukt: Angebot und Nachfrage

BSP[A]  
BSP[N]  
Lagerinvestitionen  
Vorratsbestände

##### 2. Konsum und Außenhandel

Privater Verbrauch  
Öffentlicher Verbrauch  
Exporte  
Import von Waren  
Import von Dienstleistungen  
Terms of Trade

##### 3. Investitionen und Kapitalstöcke

Ausrüstungsinvestitionen  
Wohnungsbauinvestitionen  
Wirtschaftsbauinvestitionen  
Kapitalstöcke

##### 4. Arbeitsmarkt

Arbeitsnachfrage  
Arbeitsangebot  
Arbeitslose  
Bruttolohnsatz  
Lohnstückkosten  
Bezahlte Arbeitsstunden  
Arbeitsproduktivität

##### 5. Auslastungsgrad und Auftragseingang

Auslastungsgrad  
Auftragseingang aus dem Inland

##### 6. Energieverbrauch und Rohstoffimporte

Energieverbrauch  
Rohstoffimporte

##### 7. Bruttosozialprodukt nominal, Geldmenge und Zinssätze

BSP nominal  
Geldmenge M1  
Zinssatz kurzfristig  
Zinssatz langfristig

##### 8. Einkommensrechnung

Lohn- und Gehaltsumme der Arbeitnehmer  
Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen  
Gewinne der Unternehmen  
Entnommene Nettogewinne der Unternehmen  
Verfügbares Einkommen der priv. Haushalte

##### 9. Staatseinnahmen

Direkte Steuern  
Indirekte Steuern  
Sozialbeiträge  
Vermögenseinkommen des Staates

##### 10. Staatsausgaben

Soziale Leistungen  
Laufende Übertragungen an die Unternehmen  
Zinszahlungen  
Geleistete Vermögensübertragungen

##### 11. Staatsverschuldung

Finanzierungssaldo des Staates  
Nettoneuverschuldung der Gebietskörperschaften  
Schuldenstand

##### 12. Kapitalkosten, Investitionsrendite und Abschreibungen

Nutzungskosten des Ausrüstungskapitals  
Kapitalkosten für Wohnungsbauten  
Rendite der Ausrüstungsinvestitionen  
Abschreibungen der Unternehmen  
Abschreibungen des Staates

##### 13. Preise

Preisindex Bruttosozialprodukt  
Preisindex Konsumgüter  
Preisindex Privater Verbrauch  
Preisindex Öffentlicher Verbrauch  
Preisindizes für Ausrüstungen und Bauten  
Exportpreisindex

##### Wichtige exogene Größen:

Wechselkurs DM/\$, Auftragseingänge aus dem Ausland, Diskontsatz, Zentralbankgeldmenge, Tariflohnsatz, tägliche Arbeitszeit, Importpreise, Bevölkerung, Beitragssätze der Renten-, Arbeitslosen-, Kranken- und Pflegeversicherung, Steuerformeln, Steuersätze, Subventionen, Investitionen des Staates.

der Geldmarktsatz für Dreimonatsgeld und die Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere. In Übersicht 1 wird ein Überblick über die wesentlichen Erklärungsbe-  
reiche des Modells mit einer Auswahl der erklärten Größen und der wichtigsten  
exogenen Variablen (einschließlich Instrumentvariablen) gegeben.

Die jetzige Version des Freiburger Modells umfaßt insgesamt 165 Gleichungen. Davon  
sind 65 Verhaltens- und institutionelle Gleichungen und die übrigen Definitionsglei-  
chungen und Transformationen. Die Gleichungsspezifikationen stimmen weitgehend  
mit denen der Modellversion von 1989<sup>4</sup> überein. Ausnahmen davon bilden insbeson-  
dere die Spezifikationsänderungen, die zur Erfassung der durch die Wiedervereinigung  
bedingten Effekte erforderlich wurden. In Übersicht 2 sind die Spezifikationen wesent-  
licher Gleichungen aufgeführt.

Der Schätzzeitraum der jüngsten Modellversion erstreckt sich vom 1. Quartal 1964 bis  
zum 2. Quartal 1996 und damit über 130 Quartale. Die Modellschätzung basiert auf den  
Daten der vierteljährlichen volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des DIW sowie auf  
Statistiken der Bundesbank und des Statistischen Bundesamtes, wobei die saisonbe-  
hafteten Daten zuvor mit dem Census-X11-Verfahren saisonbereinigt werden. Die  
Parameter der einzelnen Modellgleichungen, unter denen sich auch Kointegrations-  
und Fehlerkorrekturansätze befinden, werden mit Hilfe der Methode der Kleinsten  
Quadrate geschätzt. Es sei jedoch betont, daß die Parameterschätzwerte nicht im Sinne  
der Schätztheorie, sondern als rein deskriptiv statistisch gewonnene Werte aufgefaßt  
werden, mit denen eine gute Datenanpassung der ökonomisch und institutionell  
begründeten Modellspezifizierung erzielt werden soll. Diese Betrachtungsweise ist in  
der Auffassung begründet, daß die Anwendung schließender Verfahren, namentlich  
statistischer Tests einschließlich Kointegrationstests, insbesondere aufgrund von  
Datenfehlern weitgehend zu wenig aussagekräftigen Ergebnissen und sogar zu  
falschen Schlüssen führt. Letzteres ist vor allem der Fall, wenn die Datenfehler  
integrierte Prozesse sind.

### 3. Erklärungs- und Prognosegüte

Maßstab für die Beurteilung der Erklärungsgüte bzw. Stabilität des Modells sind die  
dynamischen ex post-Prognosen der Werte der endogenen Variablen im Schätzzei-  
traum sowie Simulationsanalysen der Wirkungen von Veränderungen wirtschaftspoli-  
tischer Instrumentgrößen bzw. anderer exogen betrachteter Variablen. Der Terminus  
dynamische ex post-Prognosen bezeichnet die simultane Systemlösung der endogenen  
Variablen für sämtliche Perioden des Schätzzeitraumes. Dabei werden in jeder Periode  
für die verzögerten endogenen Variablen die jeweils in den Vorperioden prognostizier-  
ten Werte und für die exogenen Variablen die jeweils tatsächlichen Werte verwendet.  
Für die Systemlösung der ersten Periode werden für die verzögerten endogenen  
Variablen die tatsächlichen Werte, die sog. Anfangswerte des Systems, vorgegeben.

In dynamischen ex post-Prognosen kommen sowohl sämtliche Abhängigkeiten und  
Interdependenzen als auch sämtliche Lagstrukturen voll zur Wirkung. Für lange

---

4 Vgl. D. Lüdeke, W. Hummel und T. Rüdell, Das Freiburger Modell. Berlin 1989.

## Spezifikationen ausgewählter Gleichungen des Freiburger Modells

### *Bruttosozialprodukt: Angebot und Nachfrage*

<b>BSP[A]</b>	= f (Arbeitsstunden aus Arbeitsnachfrage, Kapitalstock, Ausrüstungskapitalstock * Auslastungsgrad * (1-Lagerinvestitionen/BSP[N]), Energieverbrauch, Rohstoffimporte, technischer Fortschritt)
<b>BSP[N]</b>	= Konsum + Investitionen + Exporte – Importe
<b>Lagerinvestitionen</b>	= BSP[A] – BSP[N]

### *Konsum und Außenhandel*

<b>Konsum</b>	= f (verfügbares Einkommen, Zins)
<b>Exporte</b>	= f (Auftragseingang Ausland, Import, Wechselkurs DM/\$)
<b>Importe</b>	= f (BSP[A], Exporte, Importpreise/BSP-Preise)

### *Investitionen und Kapitalstöcke*

<b>Ausrüstungsinvestitionen</b>	= f (BSP[N], Nutzungskosten des Kapitals, Investitionsrendite)
<b>Wirtschaftsbauinvestitionen</b>	= f (Ausrüstungsinvestitionen, BSP[N])
<b>Kapitalstock[t]</b>	= Kapitalstock[t-1] + Investitionen[t-1] – Abgänge[t-1]

### *Arbeitsmarkt*

<b>Arbeitsnachfrage</b>	= Arbeitsangebot – Arbeitslose
<b>Arbeitsangebot</b>	= f (erwerbsfähige Bevölkerung, Nettolohnsatz, Auslastungsgrad)
<b>Arbeitslose</b>	= f (BSP[A], Ausrüstungskapitalstock, erwerbsfähige Bevölkerung, Lohnnebenkosten, Rohstoffimportpreise)
<b>Bruttolohnsatz</b>	= f (Tariflohn, Auftragseingang)

### *Auslastungsgrad und Auftragseingang*

<b>Auslastungsgrad</b>	= f (Auftragseingang, Zinssatz, Rohstoffimportpreise, BSP-Preise, Investitionsrendite, Wechselkurs DM/\$, Exporte)
<b>Auftragseingang</b>	= f (Investitionen, Konsum, Subventionen)

### *Energieverbrauch und Rohstoffimporte*

<b>Energieverbrauch</b>	= f (BSP[A], Dienstleistungsquote, Energiepreise)
<b>Rohstoffimporte</b>	= f (BSP[A], Dienstleistungsquote, Rohstoffimportpreise)

### *Bruttosozialprodukt nominal, Geldmenge und Zinssätze*

<b>BSP nominal</b>	= f (Geldmenge M1, Staatsausgaben, Bruttolohnsatz, Auftragseingang)
<b>Geldmenge M1</b>	= f (Zentralbankgeldmenge, Wechselkurs DM/\$, Zinssatz, Preise)
<b>Zinssatz kurzfristig</b>	= f (Preise, Geldmenge M1, Diskontsatz, Zinssatz langfristig)
<b>Zinssatz langfristig</b>	= f (Zinssatz kurzfristig, Wechselkurs DM/\$, Geldmenge M1)

### *Staatseinnahmen*

<b>Direkte Steuern</b>	= f (Steuerformeln, Steuersätze, Einkommen, Gewinne)
<b>Indirekte Steuern</b>	= f (Steuersätze, Konsum, Wohnungsbau, BSP)
<b>Sozialbeiträge</b>	= f (Beitragsätze, Beitragsbemessungsgrenze, Bruttolohn- und -gehaltsumme)

### *Staatsausgaben*

<b>Soziale Leistungen</b>	= f (Bruttolohn- und -gehaltsumme, Arbeitslosenquote, Anteil der Bevölkerung im Alter unter 15 und über 65 Jahren)
<b>Zinszahlungen</b>	= f (Schuldenstand des Staates, Zinssatz)

### *Staatsverschuldung*

<b>Nettoneuverschuldung</b>	= f (Finanzierungssaldo, Sozialbeiträge – Soziale Leistungen)
<b>Schuldenstand[t]</b>	= Schuldenstand[t-1] + Nettoneuverschuldung[t]

Tabelle 1

<b>Beobachtungen und ex ante-Prognosen<sup>1</sup> für ausgewählte gesamtwirtschaftliche Aggregate</b>						
1993 bis 1998; Veränderung gegenüber dem Vorjahr in vH						
	Westdeutschland			Deutschland insgesamt		
	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Bruttosozialprodukt, real	-2,3	1,8	1,3 <sup>a</sup>	1,0	2,1	-
Gemeinschaftsdiagnose Herbst	0,5	1,0	2,5	2,5	2,5	2,6
Frühjahr	-2,0	0,5	2,0	0,5	2,0	-
Freiburger Modell	-1,5	0,0	0,5-1,0	0,0-0,4	2,0	1,5
Preisindex des privaten Verbrauchs	3,4	2,8	1,7 <sup>a</sup>	2,0	1,9	-
Gemeinschaftsdiagnose Herbst	3,5	3,0	2,5	2,0	1,5	2,0
Frühjahr	4,0	3,0	2,0	1,5	1,5	-
Freiburger Modell	4,8	1,5	1,5	1,2	1,5	2,0
Privater Verbrauch, real	-0,1	0,9	1,5 <sup>a</sup>	1,3	0,4	-
Gemeinschaftsdiagnose Herbst	1,0	-1,0	0,5	3,0	1,5	2,0
Frühjahr	-1,0	-0,5	1,0	2,0	1,0	-
Freiburger Modell	0,1	-0,8	0,5	1,7	1,0	0,5
Ausrüstungsinvestitionen der Unternehmen, real	-18,2	-2,6	1,6	1,9	4,9	-
Gemeinschaftsdiagnose Herbst	-3,0	2,5	8,5	4,5	4,0	6,5
Frühjahr	-7,0	0,5	7,5	0,5	4,5	-
Freiburger Modell	-8,9	-5,5	4,0	0,0	2,5	1,0
Nettolohnsumme der Arbeitnehmer, nominal	1,2	-1,5	0,1 <sup>a</sup>	2,4	-1,2	-
Gemeinschaftsdiagnose Herbst	3,0	-1,0	0,0	6,5	0,5	1,7
Frühjahr	0,5	-2,0	1,0	3,5	-1,0	-
Freiburger Modell	1,1	-2,2	-0,5	1,5	1,0	1,0
Arbeitslose, in Mill., Jahresdurchschnitt	2,270	2,556	2,565	3,965	4,400	-
Gemeinschaftsdiagnose Herbst	2,030	2,600	2,525	3,550	4,000	4,420
Frühjahr	2,300	2,600	2,480	3,905	4,280	-
Freiburger Modell	2,320	2,600	2,730	3,810	4,110	4,160
nachrichtlich:						
Datum der Prognoseveröffentlichung für das jeweilige Jahr						
Gemeinschaftsdiagnose Herbst	29.10.92	28.10.93	27.10.94	26.10.95	31.10.96	30.10.97
Frühjahr	6.5.93	28.4.94	13.4.95	2.5.96	24.4.97	-
Freiburger Modell	18.3.93	18.3.93	19.12.94	3.3.96	15.3.97	15.3.97

<sup>1</sup>Prognose der „Gemeinschaftsdiagnose“ (vgl. o.V., Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im ... Beurteilung der Wirtschaftslage durch folgende Mitglieder der Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V.: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin; HWWA-Institut für Wirtschaftsforschung, Hamburg; ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München; Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel; Institut für Wirtschaftsforschung Halle, Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen) und des Freiburger Modells (veröffentlicht im „Handelsblatt“). – <sup>a</sup>Geschätzt, da amtlicher Wert nicht vorhanden.

Schätzzeiträume stellen diese Prognosen insofern einen harten Test dar, als schon kleine einseitig gerichtete Prognosefehler sich über viele Perioden hochschaukeln und zu einem Abdriften der Prognosen von den entsprechenden tatsächlichen Werten führen können. Eine aktualisierte Version des Freiburger Modells wird als stabil betrachtet, wenn die Verläufe ihrer dynamischen ex post-Prognosen keine Abdriftendenzen aufweisen. Neben diesem Kriterium werden als weitere Gütemaße zur Beurteilung der Prognosequalität der Prognosestandardfehler (RMSE: Root mean square error) und der mittlere absolute prozentuale Prognosefehler (MAPE: Mean absolute percentage error) für jede endogene Variable ermittelt und mit den entsprechenden Gütemaßen aufgrund der Kleinsten Quadrate Schätzfehler der einzelnen Gleichungen verglichen. Angestrebt wird hierbei eine möglichst große Annäherung der Prognosemaße an die Schätzfehlermaße. Die Modellerstellung erfolgt somit in einem wechselseitigen Prozeß zwischen Modellspezifizierung, Datenanpassung und Prognoseanpassung.

Zur Veranschaulichung der ex ante-Prognosegüte des Freiburger Modells ist in Tabelle 1 eine Auswahl von ex ante-Prognosen den tatsächlichen Werten und den entsprechenden Prognosen der jeweiligen „Gemeinschaftsdiagnosen“ der wirtschaftswissenschaftlichen Forschungsinstitute gegenübergestellt.

#### 4. Modellierung systematisch in der Zeit variierender Parameter

Bei Verwendung langer Schätzzeiträume, auf denen das Freiburger Modell basiert, ist naturgemäß nicht davon auszugehen, daß die Modellparameter zeitinvariabel bleiben. Zumindes ein Teil der Parameter wird konjunkturell, aber auch strukturell und institutionell bedingten Veränderungen unterliegen. Gelingt es, diese Parameteränderungen zu modellieren, so sind mit der Verwendung langer Schätzzeiträume zwei wesentliche Vorteile verbunden. Zum einen werden dadurch mehrere Konjunkturzyklen erfaßt und deren Muster in der Modellschätzung berücksichtigt. Zum anderen hat eine langjährige Erfahrung gezeigt, daß sich bei Verwendung langer Schätzzeiträume die Parameterwerte und die Prognosegüte der dynamischen ex post-Prognosen bei Aktualisierungen und damit einer Erweiterung der Datenbasis nur unwesentlich ändern.

In der angelsächsischen Literatur sind verschiedene Modelle zeitvariabler Parameter entwickelt worden. Eines dieser Modelle befaßt sich mit dem Fall systematisch in der Zeit variierender Parameter<sup>5</sup>. Dieser Ansatz findet im Freiburger Modell Anwendung. Zur Darstellung dieses Parameteransatzes sei ohne Einschränkung der Verallgemeinerung von dem folgenden bivariaten linearen Einzelgleichungsmodell ausgegangen:

$$(1) \quad y_t = \alpha + \beta_1 x_t + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

mit:  
 $u_t$  : Störvariable.

---

5 Vgl. B. Raj and A. Ullah, *Econometrics – A Varying Coefficients Approach*. New York 1981; G.G. Judge u.a., *The Theory and Practice of Econometrics*. New York 1985, S. 798ff., und die dort angegebene Literatur sowie D. Lüdeke, W. Hummel und T. Rüdell, S. 113ff.

Ein systematisch in der Zeit variierender Parameter liegt vor, wenn  $\beta_t$  von einer erklärenden Variable  $z_t$  oder mehreren erklärenden Variablen abhängt. Dabei werden in der Literatur zwei Ansätze unterschieden: Ein rein deterministischer, d.h. nichtstochastischer Ansatz und alternativ ein stochastischer, d.h. ein Ansatz mit einer Zufallsvariable  $\varepsilon_t$  als Störkomponente. In linearer Form ergeben sich somit die folgenden zwei Modelle:

$$(2) \quad \beta_t = \gamma_0 + \gamma_1 z_t,$$

$$(3) \quad \beta_t = \gamma_0 + \gamma_1 z_t + \varepsilon_t.$$

Beabsichtigt man, auf das Modell (1) schließende Verfahren anzuwenden, so ist es nur konsequent, Modell (1) in Verbindung mit (3) zugrunde zu legen. Schätztheoretisch wirft dieses Modell jedoch einige Probleme auf. Ausgangspunkt für die Schätzung der Parameter ist dabei die Gleichung

$$(4) \quad y_t = \alpha + \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_t z_t + v_t,$$

die sich durch Einsetzen von (3) in (1) ergibt, mit

$$(5) \quad v_t = u_t + \varepsilon_t x_t.$$

Bei der Störvariable  $v_t$  handelt es sich um einen heteroskedastischen Störprozeß, selbst wenn für  $u_t$  und  $\varepsilon_t$  die üblichen Annahmen, insbesondere die der Nichtautokorrelation und der Homoskedastie gelten. Zur Lösung des damit verbundenen Schätzproblems werden in der Literatur die folgenden, zum Teil recht restriktiven Annahmen getroffen:

- 1)  $x_t, z_t$  = nichtstochastisch exogen,
- 2)  $E(u_t) = E(\varepsilon_t) = 0$ ,
- 3)  $E(u_t u_s) = \begin{cases} \sigma_u^2 & \text{für } t = s, \\ 0 & \text{für } t \neq s, \end{cases} \quad 0 < \sigma_u < \infty, \quad t, s = 1, 2, \dots, T,$
- 4)  $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & \text{für } t = s, \\ 0 & \text{für } t \neq s, \end{cases} \quad 0 < \sigma_\varepsilon < \infty$
- 5)  $E(u_t \varepsilon_t) = 0$ .

Unter diesen Voraussetzungen wurde eine operationale GLS-Schätzung entwickelt. Des Weiteren wurde unter der Annahme, daß  $u_t$  und  $\varepsilon_t$  jeweils einer Normalverteilung folgen, auch eine ML-Schätzung hergeleitet<sup>6</sup>. Konfrontiert man die Voraussetzungen dieser Verfahren mit den Gegebenheiten eines makroökonomischen Systems, so erscheinen die in der Literatur nachgewiesenen Güteeigenschaften der Schätzer und die dort aufgezeigten Testmöglichkeiten mehr als fraglich.

---

6 Vgl. B. Raj and A. Ullah. Zur praktischen Umsetzung der ML-Schätzung vgl. D. Lüdeke, W. Hummel und T. Rüdell, S. 117ff.

Ein weiterer Aspekt betrifft die Frage, inwieweit die Anwendung der Kointegrationsmethode auf Gleichung (4) erfolgversprechend ist, sofern integrierte Variablen vorliegen. Die in der ökonometrischen Praxis interessanten Fälle bestehen hier in den folgenden Kombinationen integrierter Prozesse:

$$1.: y_t \sim I(1), \quad x_t \sim I(1), \quad z_t \sim I(1),$$

$$2.: y_t \sim I(1), \quad x_t \sim I(1), \quad z_t \sim I(0),$$

$$3.: y_t \sim I(1), \quad x_t \sim I(0), \quad z_t \sim I(1).$$

In allen drei Fällen ist jedoch eine Anwendung der Kointegrationsmethodik auf Gleichung (4) generell nicht möglich, weil die Produktvariable  $x_t z_t$  in (4) in allen drei Fällen im allgemeinen nicht integriert ist.

Da bei der Erstellung aktualisierter Versionen des Freiburger Modells den induktiven statistischen Verfahren wenig Aussagekraft beigemessen wird, wurde die oben beschriebene Schätzproblematik nicht weiter verfolgt. Daher wird bei den Ansätzen mit variablen Parametern von der einfacheren Modellkombination (1) und (2) ausgegangen. Einsetzen von (2) in (1) ergibt den Ansatz

$$(6) \quad y_t = \alpha + \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_t z_t + u_t,$$

der mit der Kleinste-Quadrate-Methode an das Datenmaterial angepaßt wird. Mit den so berechneten Werten  $\hat{\gamma}_0$  und  $\hat{\gamma}_1$  für  $\gamma_0$  und  $\gamma_1$  können dann aus (2) die geschätzten Werte  $\hat{\beta}_t$  des variablen Parameters  $\beta_t$  für die einzelnen Perioden ermittelt werden.

Auf der Tagung wurde der Einwand erhoben, daß es sich hierbei nicht um einen Ansatz mit variablen Parametern handle, da der Parameter nicht stochastischer Natur sei. Somit könne man gleich von dem Ansatz (6) ausgehen und diesen als Modellgleichung betrachten. Dieses Argument sieht jedoch nur den oben behandelten stochastischen Aspekt und läßt die ökonomisch begründeten Spezifikationen (1) und (2) und ihre ökonomischen Aussagen außer acht. Im Gegensatz dazu hat das Variablenprodukt  $x_t z_t$  in (6) ökonomisch wenig bzw. keinen Sinn. Gleichung (6) ist daher nichts anderes als eine Hilfsgleichung für die Ermittlung der Parameter.

### **5. Systematisch variierende Parameter im Freiburger Modell sowie ihre Eignung zur Erfassung vereinigungsbedingter Effekte**

Die Ansätze mit systematisch variierenden Parametern tragen im Freiburger Modell wesentlich zur Erklärungsgüte und Prognosequalität bei. Darüber hinaus bieten sie auch die Möglichkeit, einen Teil der vereinigungsbedingten wirtschaftlichen Auswirkungen mit dem Modell zu erklären. Dies soll im folgenden exemplarisch an der Gleichung für die Sozialleistungen des Staates an die privaten Haushalte veranschaulicht werden.



Tabelle 2

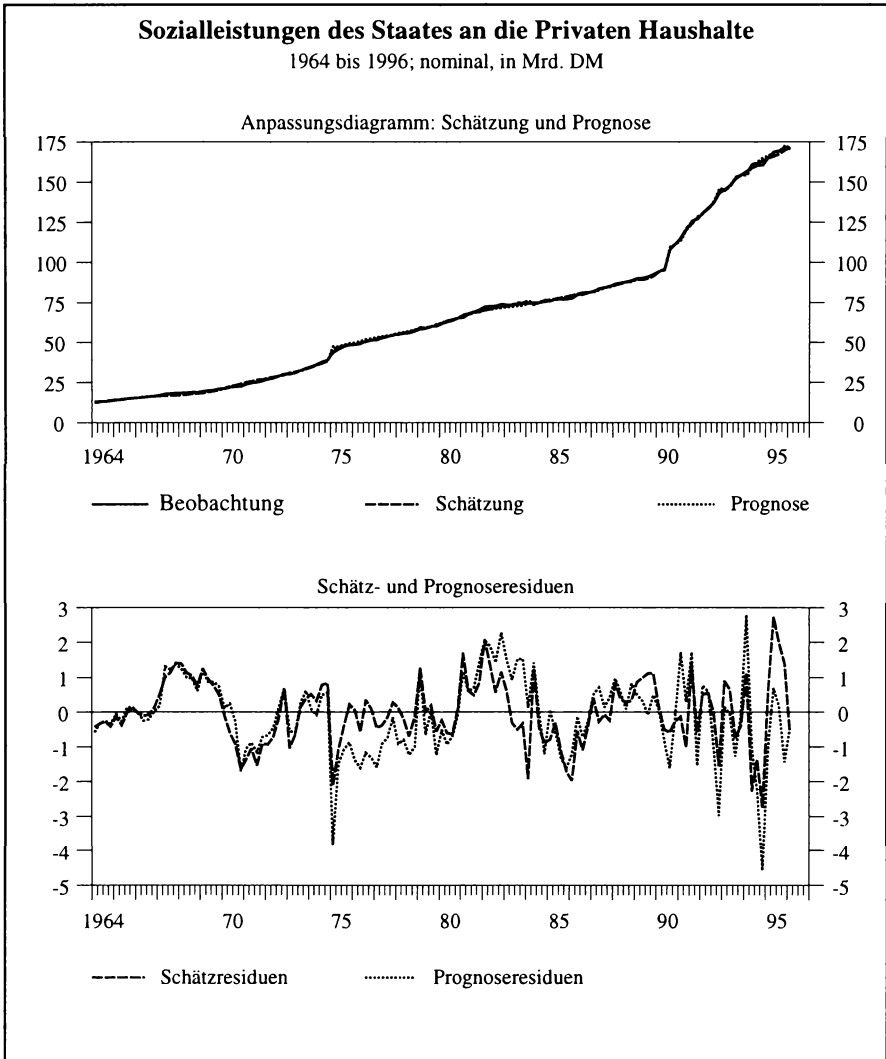
<b>Sozialleistungen des Staates an die privaten Haushalte</b>			
nominal, in Mrd. DM, MAPE der KQ-Residuen/Prognosefehler			
Schätzzeitraum	Ansatz mit festem Koeffizienten <sup>1</sup>	Ansatz mit zeitvariablem Koeffizienten <sup>2</sup>	Ansatz mit zeitvariablen Koeffizienten und Shiftvariablen für Wiedervereinigung <sup>3</sup>
	(1)	(2)	(3)
1964-1 bis 1988-4	2,60 / 2,37	1,72 / 2,02	
1964-1 bis 1996-1	8,18 / 7,47	2,55 / 2,94	1,46 / 1,68

<sup>1</sup>Sozialleistungen<sub>t</sub> =  $\alpha + \beta$  \* Bruttolohn- und -gehaltsumme<sub>t</sub> + u<sub>t</sub>. – <sup>2</sup>Sozialleistungen<sub>t</sub> =  $\alpha + \beta_t$  \* Bruttolohn- und -gehaltsumme<sub>t</sub> + u<sub>t</sub>. Spezifikation von  $\beta_t$  wie in Fußnote 3, jedoch ohne Shiftvariablen für Wiedervereinigung. – <sup>3</sup>Sozialleistungen<sub>t</sub> =  $\alpha + \beta_t$  \* Bruttolohn- und -gehaltsumme<sub>t</sub> + Shiftvariablen (ab 1990-3) + u<sub>t</sub>. Spezifikation von  $\beta_t$  und KQ-Schätzungen für  $\alpha$  und  $\beta_t$ :

$\alpha = 0,7$   
 $\beta_t = 0,01$   
+ 0,55 (Bevölkerung unter 15 und über 65 Jahre) / Gesamtbevölkerung<sub>t</sub>  
+ 0,32 (Nichterwerbstätige Bevölkerung zwischen 15 und 65 Jahren) / (Bevölkerung zwischen 15 und 65 Jahren)<sub>t</sub>  
+ 0,59 Arbeitslose<sub>t</sub> / (Arbeitnehmer + Selbständige + Arbeitslose)<sub>t</sub>  
+ 0,08 Änderung der Arbeitslosen<sub>t</sub> / (Arbeitnehmer + Selbständige + Arbeitslose)<sub>t</sub>  
+ 0,06 Shiftvariable (ab 1975-1 = 1, sonst = 0)  
+ 0,05 Shiftvariable Wiedervereinigung (ab 1990-3 = 1, sonst = 0)  
– 0,04 Shiftvariable Wiedervereinigung (1990-3 – 1992-2 = 1, sonst = 0).

Bezugs- und damit erklärende Größe ist bei dieser Gleichung die Bruttolohn- und -gehaltsumme, da aus dieser Größe die Sozialleistungen weitgehend finanziert werden. Bei linearem Funktionsansatz mißt also der Koeffizient  $\beta$  (vgl. Spalte (1) in Tabelle 2) die Intensität, mit der die Bruttolöhne und -gehälter zur Finanzierung der Sozialleistungen in Anspruch genommen werden. Dieses Maß unterliegt in der Realität konjunkturell und strukturell bedingten Veränderungen. Eine bedeutende konjunkturelle, aber auch strukturelle Ursache ist der Anstieg der Arbeitslosenquote und damit zusammenhängend der Anstieg des Anteils der Sozialhilfeempfänger an der Gesamtbevölkerung oder – besser – an der Bevölkerung zwischen 15 und 65 Jahren. Nach der Wiedervereinigung haben diese Faktoren ein noch viel stärkeres Gewicht erhalten. Eine weitere, strukturelle Ursache für die Zunahme der Inanspruchnahme der Bruttolöhne und -gehälter zur Finanzierung der gestiegenen Sozialleistungen ist der Anstieg des Rentneranteils. Darüber hinaus wird diese Inanspruchnahme auch durch den Anteil der Kinder beeinflusst, für die kinderbezogene Sozialleistungen gezahlt werden. Insgesamt gesehen ist es also sinnvoll, den Parameter  $\beta$  in Abhängigkeit dieser Ursachenfaktoren zu spezifizieren. Dabei wurde im Nenner der Arbeitslosenquote die Zahl der Selbständigen mit aufgenommen, wodurch die Quotensenkung infolge von Übergängen aus der Arbeitslosigkeit in die Selbständigkeit besser zum Ausdruck kommt. Außerdem wurde der Bevölkerungsanteil der Rentner zusammen mit dem Anteil der Kinder, die Sozialleistungen begründen, durch den Anteil der Bevölkerung unter 15 und über 65 Jahren an der Gesamtbevölkerung approximiert. Der Anteil der Sozialhilfeempfänger an der Bevölkerung zwischen 15 und 65 Jahren wurde durch den Anteil der

Schaubild 1

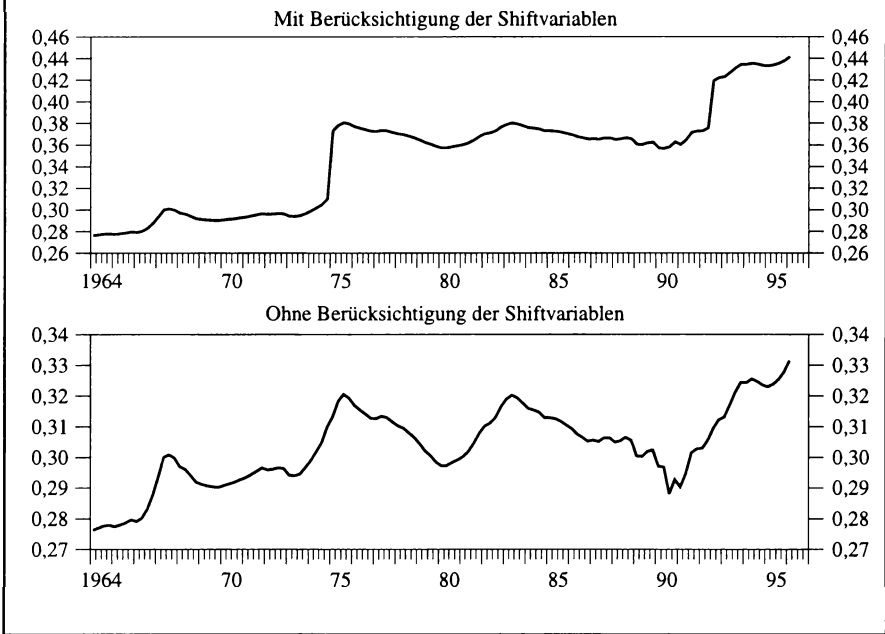


nicht-erwerbstätigen Bevölkerung in dieser Altersgruppe angenähert (vgl. die Spezifikation von  $\beta_1$  in Tabelle 2).

Neben der Arbeitslosenquote ist die Quote der Erstjahresarbeitslosen (Veränderung der Arbeitslosen gegenüber dem Vorjahresquartal) als zusätzliche erklärende Variable in die Parameterspezifikation aufgenommen worden (vgl. die Spezifikation von  $\beta_1$  in Tabelle 2). Diese Größe soll gesondert den Einfluß der höheren Auszahlungen im ersten Jahr der Arbeitslosigkeit auf die Parametervariabilität berücksichtigen.

Schaubild 2

**Geschätzter zeitlicher Verlauf des systematisch variierenden Koeffizienten  $\beta_1$  in der Gleichung „Sozialleistungen des Staates an die Privaten Haushalte“ 1964 bis 1996**



Im Jahre 1975 wurde das Kindergeld aufgrund einer Reform erheblich erhöht, wodurch die Sozialleistungen einen Shift erfahren haben (vgl. Schaubild 1). Diesem wird mit einer Shiftvariable in der Spezifikation für  $\beta_1$  entsprochen.

Mit der bisher dargestellten Spezifikation des Parameteransatzes konnte auch zu einem großen Teil der enorme Anstieg der Sozialleistungen (vgl. Schaubild 1) aufgrund der Wiedervereinigung und der damit verbundenen Umstrukturierung der ostdeutschen Wirtschaft erfaßt werden. Dies wird in Tabelle 2 sehr deutlich. Dort sind für zwei Schätzzeiträume die mittleren prozentualen Schätz- und Prognosefehler (MAPE) aufgrund der Gleichung mit dem Ansatz mit variablen Parametern den entsprechenden MAPE-Werten aufgrund der Gleichung mit festem Parameter  $\beta$  gegenübergestellt (vgl. die Spalten (1) und (2) in Tabelle 2). Wie man sieht, führt der Ansatz mit variablen Parametern im Vergleich zum Ansatz mit festem Koeffizienten schon beim ersten Schätzzeitraum und alten Gebietsstand zu einer besseren Schätz- und Prognoseanpassung. Beim zweiten Schätzzeitraum, der ab dem 3. Quartal 1990 auch Ostdeutschland einbezieht, ist aufgrund der Gleichung mit festem Koeffizienten die Schätz- und Prognoseanpassung um ein Vielfaches schlechter als im ersten Schätzzeitraum. Der Grund dafür ist, daß dieser Ansatz den starken Anstieg der Sozialleistungen nach der Wiedervereinigung nicht erfassen kann. Durch Einführung des variablen Koeffizienten

Tabelle 3

<b>Bruttoausüstungsinvestitionen der Unternehmen</b>				
real, in Mrd. DM; KQ-Schätzwerte für $\lambda$ und MAPE der KQ-Residuen <sup>1</sup>				
Schätzzeitraum	KQ-Schätzwerte für $\lambda$		MAPE der KQ-Residuen	
	Ansatz ohne	Ansatz mit	Ansatz ohne	Ansatz mit
	Shiftvariable für Wiedervereinigung			
	(1)	(2)	(3)	(4)
1960-1 bis 1975-4	0,971	–	9,20	–
1960-1 bis 1980-4	0,974	–	8,08	–
1960-1 bis 1985-4	0,938	–	7,40	–
1960-1 bis 1988-4	0,965	–	7,05	–
1960-1 bis 1992-4	1,107	0,982	11,08	6,93
1960-1 bis 1996-1	1,102	1,026	10,07	6,66

<sup>1</sup>Gleichungsspezifikation:  
 $Investitionen_t = \alpha \cdot BSP[Nachfrage]_t^\lambda \cdot e^{\gamma \cdot \text{Shiftvariable Wiedervereinigung}} \cdot e^{u_t}$

war es möglich, diesen Anstieg zu berücksichtigen, wodurch auch die MAPE-Werte der Schätz- und Prognoseanpassung auf ihre jeweilige vorherige Größenordnung im ersten Schätzzeitraum zurückgeführt werden konnten.

Dennoch gab es einige vereinigungsbedingte Effekte bei den Sozialleistungen, die mit dem zeitvariablen Parameter nicht erfaßt werden konnten. Diese nicht näher erklärbar Veränderungen wurden durch Shiftvariablen sowohl in der Parametergleichung als auch in der Gesamtgleichung für die Sozialleistungen angepaßt. Damit ergaben sich schließlich die MAPE-Werte in Spalte (3) der Tabelle 2.

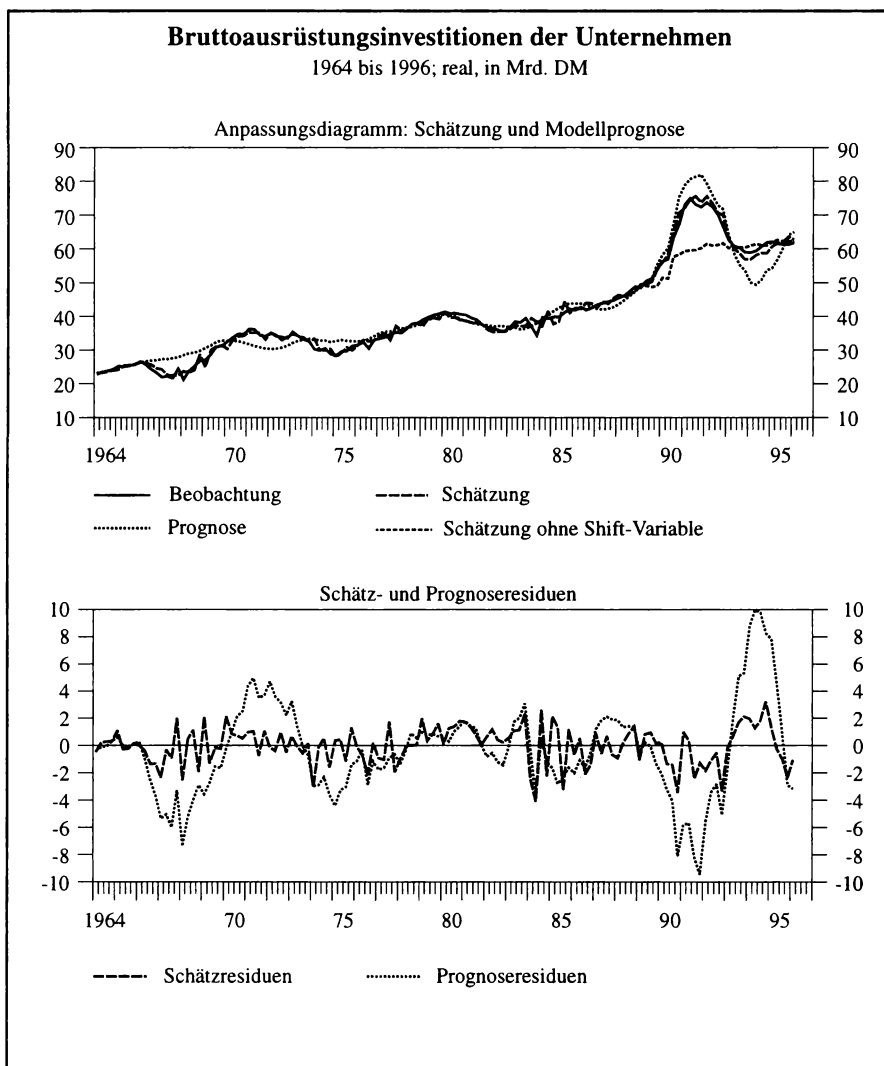
In Schaubild 2 ist aufgrund der Schätzung  $\hat{\beta}_t$  (vgl. Tabelle 2) der geschätzte zeitliche Verlauf des variablen Koeffizienten  $\beta_t$  mit und ohne Berücksichtigung der Shiftvariablen wiedergegeben. Insbesondere im unteren Bild zeigt sich deutlich, daß der geschätzte Koeffizientenpfad neben einem strukturell bedingten Trendanstieg auch durch die konjunkturelle Entwicklung recht stark geprägt wird.

## 6. Die Erfassung wiedervereinigungsbedingter Effekte ausschließlich durch Shiftvariablen

Bei einem Teil der Modellgleichungen ließen sich die vereinigungsbedingten Auswirkungen auf die Daten nur durch Shiftvariablen relativ gut erfassen, so daß weder die Parameterwerte wesentlich verändert noch die Schätzanpassungen im Vergleich zum alten Gebietsstand beeinträchtigt wurden. Dies sei am Beispiel der Gleichung für die Bruttoausüstungsinvestitionen der Unternehmen näher aufgezeigt.

Im Freiburger Modell sind die Ausrüstungsinvestitionen in Form eines isoelastischen Ansatzes ausschließlich in Abhängigkeit von der Gesamtnachfrage spezifiziert, die

Schaubild 3



durch das Brutto sozialprodukt repräsentiert wird (vgl. Tabelle 3). Der Parameter  $\lambda$  in der Investitionsgleichung stellt die langfristige Gesamtnachfrageelastizität der Ausüstungsinvestitionen dar. In Spalte (1) in Tabelle 3 sind für 4 Schätzzeiträume vor der Wiedervereinigung die KQ-Schätzwerte für  $\lambda$  aufgeführt. Hier zeigt sich, daß die geschätzte Gesamtnachfrageelastizität vor der Wiedervereinigung mit einem Wert knapp unter 1 im Zeitverlauf annähernd konstant war. Dabei schwankte der MAPE-Wert der Schätzanpassung zwischen 9 vH und 7 vH (vgl. Spalte (3) in Tabelle 3). Nach Ausdehnung des gesamten Schätzzeitraumes bis zum 4. Quartal 1992 bzw. bis zum 1. Quartal 1996 und unter Einschluß des ostdeutschen Gebietsstandes ab dem 3. Quar-

tal 1990 steigt der Schätzwert für die Nachfrageelastizität  $\lambda$  um ca. 14 vH an. Parallel dazu hat sich auch der MAPE-Wert der Schätzanpassung erheblich verschlechtert (vgl. die beiden letzten Zeilen der Spalte (3) in Tabelle 3).

Dem Anstieg des Schätzwertes für  $\lambda$  liegt aber keine tatsächliche Parameteränderung zugrunde. Wie aus Schaubild 3 ersichtlich wird, stiegen die Ausrüstungsinvestitionen gleich nach der Wiedervereinigung aufgrund des starken Nachholbedarfs in Ostdeutschland auf ein beträchtlich höheres Niveau schockartig an. Sie verblieben dann kurzfristig auf diesem Niveau und fielen zum 1. Quartal 1993 wieder auf das vorher herrschende Trendlevel zurück. Dieser Datenpush war offensichtlich politisch begründet und damit rein exogener Natur, so daß hier ein typischer Fall für die Verwendung von Shiftvariablen vorlag. Die Einführung einer Shiftvariable in die Investitionsgleichung führte somit auch zu annähernd den gleichen Schätzwerten für  $\lambda$  und zu annähernd den gleichen MAPE-Werten, wie sie vor der Wiedervereinigung für den alten Gebietsstand zutrafen (vgl. Tabelle 3).

# Erfahrungen mit dem RWI-Konjunkturmodell 1974 bis 1994

Von Ullrich Heilemann

Erfahrungen sind eine wichtige Quelle des methodischen Fortschritts und „falling down is part of growing up ... design is revision“<sup>1</sup>. In besonderer Weise gilt dies für den makro-ökonomischen Modellbau, dessen Fortschritte stark von entsprechenden Darstellungen geprägt sind, wobei offenbleiben soll, ob stets alle Aspekte der Modellarbeit die gebotene Aufmerksamkeit gefunden haben<sup>2</sup>. Im folgenden soll über Erfahrungen mit dem RWI-Konjunkturmodell berichtet werden. Der betrachtete Zeitraum beginnt 1974, als die ersten Modellergebnisse vorgestellt wurden, und endet 1994, als die Veröffentlichung der westdeutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) eingestellt wurde. Die Ausführungen hier müssen sich auf das Wesentliche beschränken, eine umfassende Darstellung ist in Vorbereitung.

Auf die Auseinandersetzung mit Vorgängern und Vorgeschichte des RWI-Konjunkturmodells wird daher ebenso wie auf seine detaillierte Vorstellung verzichtet. Ziel des Modells war und ist die Unterstützung der „Gemeinschaftsdiagnose“ (GD) bzw. der Institutsarbeit bei der Prognose der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung und bei der Wirkungsschätzung wirtschaftspolitischer Maßnahmen. Erklärungsgegenstand ist entsprechend die kurzfristige gesamtwirtschaftliche Entwicklung, wie sie z.B. im Prognosetableau der GD der großen wirtschaftswissenschaftlichen Forschungsinstitute<sup>3</sup> abgebildet wird. Zu diesem Zweck werden die Nachfrage (8 Verhaltensgleichungen,

- 
- 1 H. Petrovsky, *To Engineer is Human – The Role of Failure in Successful Design*. New York 1992.
  - 2 Ohne Anspruch auf Vollständigkeit sind hier für die Bundesrepublik zu nennen W. Krelle, *Erfahrungen mit einem ökonomischen Prognosemodell für die Bundesrepublik Deutschland*. (Mathematical System in Economics, no. 21.) Meisenheim am Glan 1974; G. Menges, B. Heilig und R. Zwer, *Das Heidelberger Modell – Ein erster Bericht über ein neues ökonomisches Modell*. „Statistische Hefte“, Jg. 17 (1976), S. 194ff.; D. Lüdeke, W. Hummel und T. Rüdell, *Das Freiburger Modell*. Berlin 1989. Daneben ist auf die GMD-Konferenz (G. Langer, J. Martiensens und A. Quinke (Hrsg.), *Simulationsexperimente mit ökonomischen Makromodellen*. (Berichte der Gesellschaft für Mathematik und Datenverarbeitung, Nr. 146.) München 1984, und die WZB-Konferenz (B. Gahlen and M. Sailer (Eds.), *Macroeconomic Modelling of the West German Economy*. Berlin 1985) hinzuweisen.
  - 3 Vgl. o.V., *Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Herbst 1996*. Beurteilung der Wirtschaftslage durch folgende Mitglieder der Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V., Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin (Institut für Konjunkturforschung), HWWA-Institut für Wirtschaftsforschung, Hamburg, ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München, Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, Institut für Wirtschaftsforschung Halle, Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen. Berlin 1996, S. 36ff.

Tabelle I

Zur Treffsicherheit ausgewählter Wachstums- und Inflationsprognosen für die Bundesrepublik Deutschland												
1966 bis 1995												
	Wachstum (reales BSP)						Inflation (BSP-Deflator)					
	GD	SVR	OECD	JWB	RWI-KM	Naiv <sup>1</sup>	GD	SVR	OECD	JWB	RWI-KM	Naiv <sup>1</sup>
	Mittlerer absoluter Fehler											
1966 bis 1995	1,6	1,4	1,4	1,3	-	2,3	0,7	0,8	0,7	0,7	-	1,2
1970 bis 1980	1,7	1,5	1,3	1,2	-	3,0	1,1	1,2	0,8	1,1	-	1,4
1980 bis 1995	1,1	1,0	1,0	1,0	1,1	1,5	0,4	0,4	0,6	0,5	0,5	0,8
1980 bis 1990	1,1	0,9	1,0	1,0	1,0	1,2	0	0,5	0,7	0,5	0,5	0,9
	Durchschnittliche Über-(+) / Unterschätzung (-) <sup>2</sup>											
1966 bis 1995	0,1	0,2	0,2	0,1	-	0,0	-0,2	-0,3	-0,2	-0,4	-	0,1
1970 bis 1980	0,6	0,7	0,6	0,5	-	0,5	-0,6	-0,7	-0,4	-0,9	-	-0,1
1980 bis 1995	0,1	0,1	0,2	0,2	0,1	0,2	0,0	-0,2	-0,1	-0,2	-0,3	0,1
1980 bis 1990	-0,2	-0,1	0,0	-0,1	-0,4	0,0	0,0	-0,2	-0,2	-0,3	-0,3	0,0

Eigene Berechnungen. – Es bedeuten: GD: Gemeinschaftsdiagnose (Herbstprognose des Vorjahres); SVR: Sachverständigenrat; OECD: Organisation for Economic Cooperation and Development; JWB: Jahreswirtschaftsbericht; RWI-KM: RWI-Konjunkturmodell (Herbstprognose des Vorjahres). – <sup>1</sup>Naiv: Veränderungssatz des Vorjahres (Theil). – <sup>2</sup>Mittelwert der kumulierten Differenzen zwischen prognostizierten und beobachteten Werten.



RESEARCH INSTITUTE FOR ECONOMIC COOPERATION AND DEVELOPMENT



24 Definitionen), die Preise (8, 12), die Verteilung (6, 13), die Entstehung (5, 27) und die Staatsaktivität (14, 20) erklärt (vgl. auch Übersicht 1); auf die wichtigsten theoretischen Grundlagen wird weiter unten eingegangen. Der Prognosehorizont beträgt üblicherweise bis zu acht Quartale, der Simulationszeitraum bis zu zwölf Quartale. Empirische Basis bildet die Vierteljährliche VGR des Statistischen Bundesamtes, ergänzt durch Daten der Zins-, Tariflohn-, Arbeitslosigkeits- und Welthandelsentwicklung. Schätzverfahren ist die einfache Methode der Kleinsten Quadrate (KQ). Lösungstechnisch gesehen besteht das schwach nicht-lineare Modell aus zwei rekursiven und einem interdependenten Block, die Lösung des Gleichungssystems erfolgt mit dem Gauss-Seidel-Verfahren. Kurz, das Modell ist vom *Keynes/Klein*-Typ und ein typisches Kurzfrist-Modell mittlerer Größenordnung der zweiten Generation<sup>4</sup>. Auf die Modellreaktionen wird im einzelnen ebenfalls unten eingegangen. Die *ex ante*-Prognosegüte des Modells entspricht weitgehend der anderer makroökonomischer Modelle bzw. prominenter Prognosen für die Bundesrepublik, wie die Vergleiche der Wachstums- und Inflationsprognosen von GD, Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR), OECD, Jahreswirtschaftsbericht der Bundesregierung (und eines „naiven“ Modells) deutlich machen (vgl. Tabelle 1). – Der zur Aktualisierung und Pflege des Modells erforderliche Personalaufwand bewegt sich gegenwärtig zwischen 1 und 2 Mann-Jahren p.a.

Die folgenden Ausführungen beschäftigen sich zunächst mit dem Erklärungsrahmen des Modells (Abschnitt 1) und wenden sich dann seiner theoretischen (Abschnitt 2) und empirischen Fundierung (3) zu. Abschnitt 4 beschreibt die Praxis des Modells, Abschnitt 5 die Prognosegenauigkeit und der letzte Abschnitt (6) beschäftigt sich mit seiner weiteren Entwicklung. In der Rückschau erscheint dabei der Erfahrungsprozess als sehr viel geradliniger und gerichteter, als er tatsächlich ablief. Aktuelle Erfordernisse, theoretische, methodische und technische Entwicklungen, die knappen Ressourcen wie auch die kognitiven Interessen der Beteiligten spielten naturgemäß eine sehr viel größere Rolle, als dies die Darstellung erkennen läßt.

## 1. Der Erklärungsrahmen

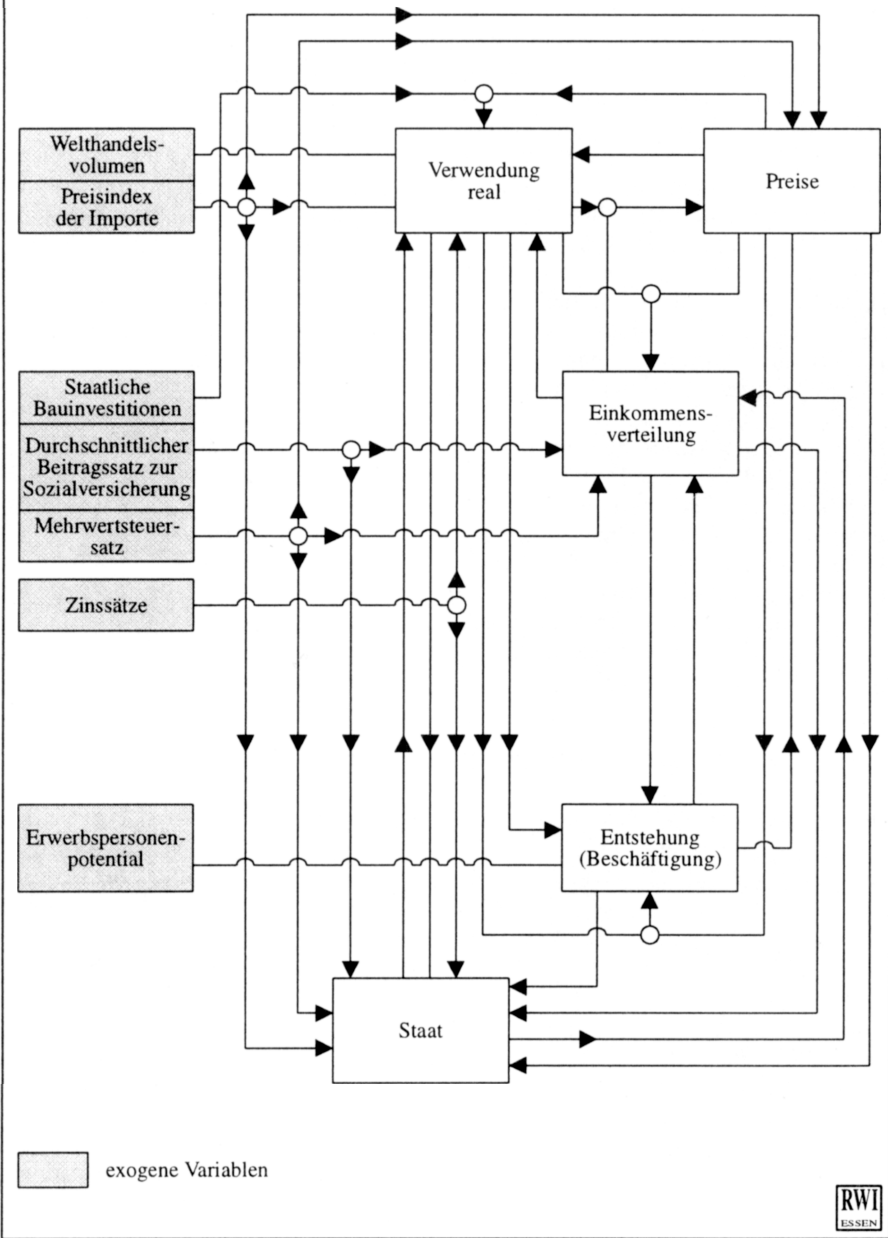
Was ein Modell erklärt, sein Informationsgehalt oder Erklärungsrahmen, ergibt sich aus seiner Zielsetzung einerseits und den aus theoretischen Gründen ggf. dazu erforderlichen Modell-Erweiterungen andererseits. Der Erklärungsrahmen des RWI-Konjunkturmodells war durch die Aufgabenstellung sehr genau vorgegeben. Er umfaßt die wichtigsten Aggregate der VGR, wie sie in den entsprechenden Tableaus der GD oder des SVR enthalten sind (vgl. dazu z.B. Übersicht 1).

Wichtige exogene Variablen sind – neben internationalen Entwicklungen (Veränderung des Welthandelsniveaus, Preisindex der Importe) – wirtschaftspolitische Variablen und Parameter (Öffentliche Bauinvestitionen, Durchschnittlicher Beitragssatz zur Sozialversicherung, Kurzfristiger Zinssatz) und der Langfristige Zinssatz.

---

4 Vgl. zu dieser Einteilung z.B. O. Eckstein, *The DRI-Model of the US-Economy*. New York 1983, S. 28ff.; R.G. Bodkin, L.R. Klein and K. Marwah, *A History of Macroeconometric Model-Building*. Aldershot 1991, S. 88ff.

**Verflechtungsschema der Teilmodelle des RWI-Konjunkturmodells**



Theorieimmanente Anforderungen haben nur im Fall der Erklärung der Abschreibungen (Kapitalbestände), des Lohnes und bei Teilaggregaten der staatlichen Ausgaben und Einnahmen den Erklärungsrahmen bestimmt bzw. verändert. Angesichts der großen Bedeutung des Tariflohns für die effektive Lohnentwicklung der Bundesrepublik wurde eine zweistufige Vorgehensweise gewählt, die zunächst den Tarif- und darauf aufbauend den Effektivlohn erklärt („Aufstockungshypothese“). Neben theoretischen und empirischen Vorteilen hatte dies natürlich auch eine Verbesserung der wirtschaftspolitischen Simulationsmöglichkeiten des Modells zur Folge.

Größeren Einfluß auf den Erklärungsrahmen übten handlungsorientierte Erfordernisse aus; in der ersten Hälfte der siebziger Jahre in Gestalt der monetaristischen Herausforderung, später traten die Fiskal- und Arbeitsmarktprobleme hinzu, seit den achtziger Jahren die gestiegene internationale Verflechtung der deutschen Volkswirtschaft und die zunehmende Mittelfristorientierung der Wirtschaftspolitik.

Der monetaristischen Herausforderung bzw. dem Übergang zum Konzept der Geldmengensteuerung durch die Deutsche Bundesbank nach 1974 wurde zunächst durch die Berücksichtigung von Geldmengenaggregaten in einer Reihe von Schätzgleichungen – insbesondere den Preisgleichungen – Rechnung getragen, die aber nur im Falle des Preisindex des Privaten Verbrauchs erfolgreich war (M2) und einen signifikanten Einfluß ausübte<sup>5</sup>. Die Beziehungen erwiesen sich jedoch, auch bei Berücksichtigung anderer Geldmengenaggregate (M3), als wenig stabil – sowohl hinsichtlich der statistischen Absicherung als auch der implizierten Reaktionen. – Die spätere endogene Bestimmung der Zinssätze brachte übrigens keine befriedigenden Resultate, nicht zuletzt angesichts der Prognoseprobleme zusätzlicher exogener Variablen (Geldmenge, US-Zinssätze), vor allem aber wenn man sie mit den Ergebnissen der bislang vergleichsweise guten exogenen Erklärung sowohl der Zinssätze selbst als auch der Zinsstruktur vergleicht<sup>6</sup>. Nach eingehender Prüfung wurde daher auf die Entwicklung eines monetären Teilmodells verzichtet. Um in Simulationen Zinsreaktionen Rechnung zu tragen, wird alternativ akkommodierende oder nicht-akkommodierende Geldpolitik der Deutschen Bundesbank unterstellt – eine Praxis die sich international – auch bei Modellen mit einem umfangreichen monetären Sektor – etabliert hat<sup>7</sup>.

Die sich seit der ersten Ölkrise akzentuierenden Fiskal- und Arbeitsmarktprobleme hatten dagegen sehr umfangreiche Konsequenzen für den Informationsgehalt des Modells. Zur Abschätzung der Wirkungen der Defizite und Schulden wurde die Erklärung der staatlichen Einnahmen- und Ausgabenseite vervollständigt, was allein die Zahl der Schätzgleichungen um elf erhöhte<sup>8</sup>. Damit lassen sich die *Nettowirkungen* ein- und ausgabenpolitischer Maßnahmen für den Staatshaushalt abschätzen, was den

---

5 Vgl. R. Rau u.a., Struktur und Prognoseleistungen des RWI-Konjunkturmodells. „RWI-Mitteilungen“, Jg. 38 (1977), S. 106ff.

6 Vgl. hierzu und dem folgenden U. Heilemann und A. Thiemer, Theorie und Empirie monetärer Teilmodelle – Überlegungen zu einer Erweiterung des RWI-Konjunkturmodells. „RWI-Mitteilungen“, Jg. 40 (1989), S. 115ff. Vgl. auch Tabelle 2.

7 Vgl. z.B. O. Eckstein, S. 169ff.

8 Vgl. U. Heilemann [1], Die Bestimmung der Einnahmen und Ausgaben des öffentlichen Sektors im RWI-Konjunkturmodell. „RWI-Mitteilungen“, Jg. 30 (1979), S. 179ff.

wirtschaftspolitischen Informationsgehalt des Modells erheblich vergrößerte;<sup>9</sup> die fehlende Disaggregation des Staatssektors nach Ebenen (Bund, Länder, Gemeinden) und Bereichen (Gebietskörperschaften, Sozialversicherungssysteme) schmälert freilich eine breite Akzeptanz dieser Ergebnisse durch die Wirtschaftspolitik. – Der wachsenden Bedeutung der Arbeitslosigkeit wurde durch eine Differenzierung ihrer Erklärung Rechnung zu tragen versucht. Die direkte einstufige Erklärung der Zahl der Arbeitslosen wurde Anfang der achtziger Jahre durch eine Erklärung der Zugänge *in* und der Abgänge *aus* der Arbeitslosigkeit abgelöst<sup>10</sup>; die Verbesserung der Erklärungs- und Prognosegüte war beträchtlich.

Die wachsende internationale Verflechtung der Volkswirtschaften findet seit Anfang der achtziger Jahre – nicht zuletzt dank der gestiegenen rechentechnischen Möglichkeiten – auch im makroökonomischen Modellbau zunehmende Beachtung und führte zur Entwicklung einer Reihe „internationaler“ bzw. Mehrländer-Modelle<sup>11</sup>. Auch für das RWI-Konjunkturmodell wurden Notwendigkeit und Möglichkeiten einer solchen Erweiterung untersucht. Die Prognosegenauigkeit seiner internationalen *inputs* – Welthandel und Importpreise – erwies sich allerdings als *vergleichsweise* gut<sup>12</sup>, und es ist fraglich, ob hier durch ein internationales Modell nennenswerte Verbesserungen zu erzielen sind; Simulationen alternativer *internationaler* wirtschaftspolitischer Maßnahmen sind zwar mit einem ausschließlich nationalen Modell weniger elegant und genau zu implementieren und durchzuführen, aber keineswegs ausgeschlossen. Umgekehrt zeigen die Simulationsergebnisse internationaler Modelle, daß zwar von Deutschland durchaus beachtliche Wirkungen auf die europäischen Nachbarländer ausgehen – für die Vereinigten Staaten von Amerika sind die Wirkungen allerdings zu

- 
- 9 Vgl. z.B. U. Heilemann und H.A. Hüttebräuer, „Operation ‘82“ und „Beschäftigungsinitiative“ – eine ökonomische Analyse ihrer gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen in den Jahren 1982 und 1983. „RWI-Mitteilungen“, Jg. 32 (1981), S. 221ff., und B. Fritzsche, U. Heilemann, H.D. von Loeffelholz, Was bringen die Pläne zur Steuerreform?, „Wirtschaftsdienst“, Jg. 64 (1984), S. 278ff. – Eine Bibliographie aller Arbeiten zu und mit dem RWI-Konjunkturmodell steht auf Anfrage zur Verfügung.
- 10 Vgl. H.-A. Hüttebräuer, Stand und Bewegung der registrierten Arbeitslosigkeit – Eine ökonomische Analyse im Rahmen des RWI-Konjunkturmodells. „RWI-Mitteilungen“, Jg. 33 (1982), S. 199ff.
- 11 Vgl. R. Bryant u.a. (Eds.), *Empirical Macroeconomics for Interdependent Economies*. Washington, D.C., 1988, vol. 2, sowie den Beitrag von Döhrn/Schira in diesem Band.
- 12 Die internationalen *inputs* des RWI-Konjunkturmodells entsprechen den Vorgaben der GD. Vergleicht man diese Prognosen mit denen der OECD, die der internationalen Verflechtung bei ihren nationalen Prognosen besonders Rechnung trägt, so ergeben sich für die Prognosen mit einem Horizont von sechs Quartalen (Herbst des Vorjahres) für den Zeitraum 1980 bis 1995 für die Veränderungsrate des BSP folgende Durchschnittsfehler: *Vereinigte Staaten*: GD: 1,2 vH, OECD: 1,0 vH; *Japan*: GD: 1,3 vH, OECD: 1,1 vH; *Deutschland*: GD: 1,1 vH, OECD: 1,1 vH; *Frankreich*: GD: 0,8 vH, OECD: 0,7 vH; *Vereinigtes Königreich*: GD: 1,4 vH, OECD: 1,1 vH; *Italien*: GD: 1,0 vH, OECD: 0,9 vH; *Kanada*: GD: 1,0 vH, OECD: 1,5 vH. Für die Inflationsprognosen (Preisindex des Privaten Verbrauchs) ergibt sich folgendes Bild: *Vereinigte Staaten*: GD: 1,2 vH, OECD: 0,7 vH; *Japan*: GD: 1,3 vH, OECD: 1,1 vH; *Deutschland*: GD: 0,5 vH, OECD: 0,6 vH; *Frankreich*: GD: 0,6 vH, OECD: 0,4 vH; *Vereinigtes Königreich*: GD: 1,4 vH, OECD: 1,2 vH; *Italien*: GD: 0,9 vH, OECD: 1,4 vH; *Kanada*: GD 2,3 vH, OECD: 1,1 vH. (Prognose- und beobachtete Werte jeweils auf halbe vH-Punkte gerundet.)

vernachlässigen<sup>13</sup>, – aber diese interessieren im Rahmen des RWI-Konjunkturmodells wenig<sup>14</sup>, und die sich daraus ergebenden Rückwirkungen auf die deutsche Wirtschaft sind zu vernachlässigen. Schließlich lassen auch der vergleichsweise hohe Aufwand der Modellerweiterung, theoretische und technische Gründe im Fall der Nutzung eines fremden (Teil-)Modells vorläufig die Internationalisierung des Modells als weniger dringlich erscheinen.

Die – zunehmende – Mittelfristorientierung der Wirtschaftspolitik fand im Modell bislang noch keinen Niederschlag. Dafür war eine Reihe von Gründen maßgeblich. Sie reichen – eine simple Verlängerung des Prognosehorizontes ausgeschlossen! – von der Erweiterung des Modells um entsprechende Zusammenhänge namentlich auf der Entstehungsseite, aber auch bei den Instrumenten (monetärer Sektor), bis zur Respezifizierung der Schätzgleichungen mit Blick auf die zu verändernde Erklärungsstruktur (Angebotsseite) und den längeren Prognosehorizont.

## 2. Theoretische Fundierung

Der theoretischen Fundierung eines Modells kommt eine zentrale Bedeutung sowohl mit Blick auf seine Leistung insgesamt als auch auf die Beurteilung seiner empirischen Fundierung zu<sup>15</sup>. Dabei stellt sich diese Frage sowohl auf der Ebene der einzelnen Gleichungen als auch für das Modell insgesamt.

### 2.1. Die Einzelgleichungsebene

Die Erklärungsstruktur handlungsorientierter makroökonomischer Modelle ist in der Regel eklektisch, d.h. die Erklärungsstruktur der einzelnen Ansätze stammt nicht aus einem einheitlichen Theoriegebäude; prominente Ausnahmen sind z.B. das Modell der *Federal Reserve Bank von St. Louis (St. Louis Modell)* und das *Liverpool-Modell*, die diesen Vorzug allerdings bislang mit einem sehr reduzierten Informationsgehalt und geringer Modellstabilität bzw. geringer empirischer Leistungsfähigkeit bezahlen müssen<sup>16</sup>. Für die einzelne Gleichung ist dies Folge des Bemühens um eine möglichst

---

13 Vgl. dazu z.B. R. Bryant u.a. (Eds.), S. 36ff., oder W. J. McKibbin and J. Sachs, *Global Linkages – Macro-Economic Interdependence and Cooperation in the World Economy*. Washington, D.C., 1991, S. 222ff.

14 Anders stellt sich die Situation dar, wenn ein originäres Interesse daran besteht, sich über die Konsequenzen wirtschaftspolitischer Maßnahmen in anderen Ländern ein Bild zu machen, was z.B. für die Deutsche Bundesbank ein wichtiges Motiv für die Entwicklung eines Mehrländermodells war. Vgl. dazu den Beitrag von Jahnke in diesem Band.

15 Zu dem hinter dieser Wertung stehenden Konzept der „induktiven (relativen logischen Hypothesen-) Wahrscheinlichkeit“ vgl. z.B. D. Wild, *Grundlagen der Unternehmensplanung*. (rororo studium, Nr. 26.) Reinbek bei Hamburg 1974, S. 134ff.

16 Zur Entwicklung des St. Louis-Modells, seiner Kritik und seiner empirischen Leistungsfähigkeit vgl. D.A. Elliot, *The St. Louis Fed's Monetary Model: When it Came, how it Thrived 1970–1983*. New York 1985; zum Liverpool-Modell P.L. Minford u.a., *The Liverpool Macroeconomic Model of the United Kingdom*. „Economic Modelling“, vol. 1 (1984), S. 24ff., sowie, vergleichend, z.B. K.F. Wallis, *Models of the U.K. Economy. A Second Review by the ESRC Macroeconomic Modelling Bureau*. Oxford 1985.

vollständige Erklärung der Realität – es geht um mehr als „Hypothesen-Tests“<sup>17</sup>. Übersicht 2 läßt dies anhand fast aller Verhaltensgleichungen erkennen: zwar lassen sich theoretisch bestimmte Ausgangshypothesen angeben, aber fast ausnahmslos wurden diese plausibel „erweitert“ oder modifiziert<sup>18</sup>, keineswegs im strengen Sinne mikroökonomisch fundiert<sup>19</sup>, wie umgekehrt bekanntlich aus unterschiedlichen theoretischen Konzeptionen sehr ähnliche Schätzansätze resultieren können<sup>20</sup>. *Neoklassik*, *Monetarismus*, *Keynesianismus* oder der *public choice*-Ansatz z.B. bieten eben nicht für alle 41 Schätzgleichungen des Modells in gleicher Weise überzeugende Erklärungen an. Im Fall der Bestimmung der Vorratsveränderungen oder der Zu- und Abgänge in und aus der Arbeitslosigkeit erwiesen sich generell ökonomisch fundierte Erklärungen bislang als wenig brauchbar, so daß auf univariate Zeitreihenansätze zurückgegriffen werden mußte. Insgesamt stellten Zeitreihenansätze bisher freilich keine überzeugenden Alternativen zu den „ökonometrischen“ Gleichungen bzw. zu dem Modell insgesamt dar<sup>21</sup>.

Im Zeitablauf wurde die theoretische Basis der einzelnen Ansätze kaum verändert. In den wenigen Fällen, wo dies erfolgte, z.B. bei den Wohnungsbauinvestitionen, war bereits der ursprüngliche Erklärungsansatz z.T. heuristisch und erfuhr später wechselnde Modifikationen, z.B. nach Maßgabe der Inflationsfurcht als Ursache für die Flucht in das „Betongold“.

Mit dem Vordringen der Theorie der rationalen Erwartungen fand der Prozeß der Erwartungsbildung auch bei den Modellbauern zunehmende Beachtung. Hinweise auf vollständig rationale Erwartungen bzw. Paradigmenwechsel-bedingte Strukturbrüche konnten dabei im Rahmen der Arbeiten des RWI-Konjunkturmodells wie auch in anderen empirischen Arbeiten<sup>22</sup> kaum gefunden werden; die Untersuchung dieser Fragen auf der Grundlage einer Vorwärtslösung des Modells zur Generierung modellkonsistenter Erwartungen steht indessen noch aus. Die Erwartungen werden weiterhin als „adaptiv“ formuliert, wobei dem Anpassungsparameter ( $\lambda$ ) im *Koyck*-Modell

- 
- 17 Vgl. z.B. T. Mayer, Truth vs. Precision. Aldershot 1993, S. 122ff., oder L. Summers, The Scientific Illusion in Empirical Economics. „Scandinavian Journal of Economics“, vol. 93 (1991), S. 129ff.
  - 18 Prototyp derartiger Veränderungen sind die zahlreichen Erweiterungen der *Phillips*-Hypothese der Lohnbestimmung.
  - 19 Zur „mikroökonomischen Fundierung“ und ihrer Problematik vgl. z.B. T. Mayer, S. 80ff., oder auch O. Eckstein, S. 31ff.
  - 20 Ein prominentes Beispiel ist vermutlich der Private Verbrauch und seine Erklärung mit Hilfe von *habit-persistence*-, *permanent income*-Hypothese oder von *exponential smoothing*.
  - 21 Vgl. U. Heilemann und R. Neuhaus, ARIMA-Modelle: eine Alternative zu ökonometrischen Konjunkturmodellen? – Eine empirische Untersuchung für das Jahr 1983. „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik“, Band 203 (1987), S. 167ff. – Mit Ausnahme der Erklärung der Zahl der Erwerbstätigen und der Nettoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen erwies sich das ökonometrische Modell in allen wichtigen Variablen schon in der ex post-Erklärung als überlegen.
  - 22 Vgl. z.B. O. Eckstein, S. 40ff., R. Fair, Testing Macroeconometric Models. Cambridge, MA, 1994, S. 65ff. Vgl. dazu auch M.D. Intriligator, R.G. Bodkin and C. Hsiao, Econometric Models, Techniques, and Applications. Upper Saddle River, NJ, 1996, S. 579ff. Zu einer umfassenden Untersuchung und z.T. optimistischeren Einschätzung vgl. R. Bryant, P. Hooper and C.L. Mann (Eds.), Evaluating Policy Regimes – New Research in Empirical Macroeconomics. Washington, D.C., 1993.

Übersicht 2

Die Verhaltensgleichungen des RWI-Konjunkturmodells und ihre erklärenden Variablen im Überblick		
Erklärte Variable	Erklärende Variablen <sup>1</sup>	Hypothese <sup>2</sup>
1. Nachfrage, real		
1 Privater Verbrauch	Verfügbares Einkommen, Zinssatz, Privater Verbrauch (t-1)	Habit persistence
2 Staatsverbrauch, real	s. Staatsteil	
3 Ausrüstungsinvestitionen	Private Inlandsnachfrage zzgl. Export, langfr. Realzinssatz, Lohnstückkosten	Neoklassisch modifizierter Akzeleratoransatz
4 Gewerbliche Bauinvestitionen	dto.	dto.
5 Wohnungsbauinvestitionen	Privates verfügbares Realeinkommen, langfr. Zinssatz, reale Wohnungsbauinvestitionen (t-1)	Konsumgut-Ansatz
6 Lagerveränderungen	Reales BSP (t, t-1)	Akzelerator-Ansatz
7 Exporte	Welthandel, reale Kapazitätsauslastung, terms of trade	Neoklassisch mod. Nachfrageansatz / Export-push-Hypothese
8 Importe	realer Privater Verbrauch; Vorratsveränderungen zzgl. Ausrüstungsinvestitionen, Exporte, real	Nachfrage-Ansatz
2. Preise <sup>3</sup>		
1 Privater Verbrauch	Lohnstückkosten, Mehrwertsteuer, Preisindex der Importe, Preisindex des Privaten Verbrauchs (t-1)	Modifizierter mark up-Ansatz
2 Ausrüstungsinvestitionen	Preisindex der Einfuhr, Lohnstückkosten, Kapazitätsauslastung, Preisindex der Ausrüstungsinvestitionen (t-1)	dto.
3 Gewerbliche Bauinvestitionen	Lohnstückkosten, Kapazitätsauslastung der Bauwirtschaft, Preisindex der Gewerblichen Bauinvestitionen (t-1)	dto.
4 Wohnungsbauinvestitionen	Preisindex der Importe, Kapazitätsauslastung der Bauwirtschaft, Mehrwertsteuersatz, Preisindex der Wohnungsbauinvestitionen (t-1)	dto.
5 Staatliche Bauinvestitionen	Lohnstückkosten, Kapazitätsauslastung der Bauwirtschaft, Mehrwertsteuersatz, Preisindex der staatlichen Bauinvestitionen (t-1)	dto.
6 Exporte	Lohnstückkosten, Kapazitätsauslastung, Preisindex der Exporte (t-1)	dto.
7 Staatsverbrauch	Tariflohnentwicklung, Preisindex der Endnachfrage (ohne Staatsverbrauch)	-

Die Verhaltensgleichungen des RWI-Konjunkturmodells und ihre erklärenden Variablen im Überblick		
Erklärte Variable	Erklärende Variablen <sup>1</sup>	Hypothese <sup>2</sup>
8 Vorratsveränderungen	Preisindex der Vorratsveränderungen (t bis t-4)	ARMA-Ansatz
3. Verteilung		
1 Tariflohn- und -gehaltsniveau auf Stundenbasis, Veränderung gegenüber dem Vorjahr	Preisindex des Privaten Verbrauchs, Veränderung gegenüber dem Vorjahr, Arbeitslose, Produktivitätsänderung	Erweiterter Phillips-Ansatz
2 Bruttolohn- und -gehaltssumme, Veränderung gegenüber dem Vorjahr	Tariflohn- und -gehaltsniveau, Veränderung gegenüber dem Vorjahr, reales BSP	(heuristisch)
3 Verteilte Gewinne	Nettolohn- und -gehaltssumme (t-1), Nettoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen, Verteilte Gewinne (t-1)	(heuristisch)
4 Transfereinkommen der privaten Haushalte	Arbeitslose, Bruttolohn- und -gehaltssumme (t-1), Transfereinkommen der privaten Haushalte (t-1)	institutionell
5 Abschreibungen insgesamt	Bruttobestand Ausrüstungsinvestitionen, Bruttobautenbestand	technisch
6 Subventionen	Steuereinnahmen insgesamt, terms of trade	institutionell/technisch
4. Einkommensentstehung <sup>2</sup>		
1 Zahl der abhängig Erwerbstätigen	Privater Verbrauch zzgl. Anlageinvestitionen zzgl. Exporte, jeweils real; Lohnstückkosten, Zahl der abhängig Erwerbstätigen (t-1)	implizite Produktionsfunktion
2 Zahl der registrierten Arbeitslosen, Zugänge	Überschußreserve, Kapazitätsauslastung, Bruttolohnanteil	heuristisch
3 dto., Arbeitslosenabgangsquote	Erwerbspersonenpotential, Kapazitätsauslastung, Arbeitslosenabgangsquote (t-1)	heuristisch
4 Zahl der Selbständigen	Trend	heuristisch
5 Kapazitätsauslastung	reales BSP, Trend des realen BSP	peak to peak-Methode
5. Der Staat		
1 Direkte Steuern der Arbeitnehmer	Bruttolohn- und -gehaltssumme (lag)	institutionell
2 Direkte Steuern der Bezieher von Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen	Bruttoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen	institutionell
3 Indirekte Steuern	Inländische Verwendung, Mehrwertsteuersatz	institutionell



**Die Verhaltensgleichungen des RWI-Konjunkturmodells und ihre erklärenden Variablen im Überblick**

Erklärte Variable	Erklärende Variablen <sup>1</sup>	Hypothese <sup>2</sup>
4 Sozialversicherungsbeiträge der Arbeitnehmer	Bruttolohn- und -gehaltsumme	institutionell
5 Sozialversicherungsbeiträge der Arbeitgeber	dto.	institutionell
6 Erwerbseinkünfte des Staates	BSP, langfristiger Zinssatz	heuristisch
7 Empfangene laufende Übertragungen des Staates	BSP, empfangene laufende Übertragungen (t-1)	heuristisch
8 Empfangene Vermögensübertragungen des Staates	Empfangene Vermögensübertragungen (t-1)	Zeitreihenansatz
9 Staatsverbrauch, real	reales BSP, realer Staatsverbrauch (t-1)	Inkrementalistische Komplementarität
10 Zinsausgaben des Staates	Zinsausgaben/Staatsschulden (t-1), Staatsschulden (t-5)	quasi definitorisch
11 Geleistete laufende Übertragungen des Staates ./ Subventionen	Bruttolohn- und -gehaltsumme, geleistete laufende Übertragungen des Staates ./ Subventionen (t-1)	institutionell
12 Geleistete Vermögensübertragungen des Staates	Geleistete Vermögensübertragungen des Staates (t-4)	Zeitreihenansatz
13 Abschreibungen des Staates	Bruttobautenbestand	technisch

Eigene Angaben. – <sup>1</sup>In Klammern: Verzögerungen (Koyck-lag). – <sup>2</sup>Näherungsweise. – <sup>3</sup>Indices.



besondere Beachtung geschenkt wird: der Durchschnitts-*lag*<sup>23</sup> soll zwei Quartale nicht überschreiten.

Freilich dürfen in diesem Zusammenhang die Schwierigkeiten einer methodischen – und empirischen – „Verbesserung“ eines über einen Zeitraum von mehr als 25 Jahren „getesteten“ Modells nicht übersehen werden. Grundsätzlich neue Ansätze haben es sehr schwer, sich gegenüber lange und umfänglich *ex post* und *ex ante* verwendeten und modifizierten Ansätzen durchzusetzen.

Zusätzliche Probleme der theoretischen Fundierung der Ansätze stellten sich im Zusammenhang mit der Verwendung von Indikatoren wie Auftragseingängen in der Investitionsgleichung älterer Modellversionen oder des *GfK-Konsumentenindex*<sup>24</sup>. Unabhängig von ihrer empirischen Leistungsfähigkeit bereiten derartige Variablen

23 Zur Anpassungsgeschwindigkeit und zum *mean lag* im Koyck-Modell vgl. im einzelnen M.D. Intriligator, *Econometric Models, Techniques, and Applications*. Amsterdam 1980, S. 180ff.

24 Vgl. U. Heilemann und M. Wenke, *Attitudes and Consumption in a FRG Macroeconometric Model Context*. „Konjunkturpolitik“, Jg. 39 (1993), S. 226ff.

nach unserem Modellverständnis methodische Probleme bei der Integration in das übliche makroökonomische Relationengeflecht<sup>25</sup>.

## 2.2. Die Ebene des Gesamtmodells

Aufbau und Ergebnisse des Modells insgesamt sind Resultat eines *bottom up-approach*, d.h. die Reaktionen des Modells sind Ergebnis einer Vielzahl von Einzelreaktionen, ohne daß *a priori* spezifische ökonomische Erwartungen an erstere vorhanden gewesen wären. Damit unterscheidet sich das Modell wesentlich von der *top down*- oder finalen Vorgehensweise, wie z.B. des *Liverpool*-Modells.

Insgesamt folgt das Modell wie die Mehrzahl makroökonomischer Modelle dem sog. *Keynes/Klein-approach*, d.h. der Multiplikator-Akzelerator-Zusammenhang ist sehr ausgeprägt und die Nachfrage bestimmt die Produktion – jedenfalls auf kurze Sicht (s.u.). Technisch gesehen besteht das Modell aus einem ersten rekursiven Block (15 Gleichungen), einem simultanen Block (52 Gleichungen) und einem zweiten rekursiven Block (63), wobei der simultane Block vom Lohn-Beschäftigungs-Einkommens-Zusammenhang geprägt wird. Seine Lösung erwies sich dabei stets als problemlos, die Endwerte des Iterationsprozesses (*Gauss-Seidel*) wurden in der Regel nach 10 Schritten erreicht (Abbruchkriterium = 0,001 vH für die Unterschiede der Lösungswerte aller Variablen von Schritt  $t + 1$  gegenüber  $t$ ).

## 3. Die empirische Fundierung

Der empirischen Fundierung des Modells wurde von Anbeginn an besondere Bedeutung beigemessen, nicht zuletzt deshalb, da es sich im RWI bzw. bei der GD stets in Konkurrenz zu den traditionellen Verfahren der Kurzfristprognose befindet; die Vorstellung eines reinen Simulationsmodells, das sich nicht in der Prognose bewähren muß, wurde als unbefriedigend empfunden.

### 3.1. Die Schätzgleichungen

Die Hoffnung, stabile und gleichzeitig Prognose-effiziente Schätzgleichungen zu identifizieren, war von Anbeginn an gering. Der Übergang der westdeutschen Wirtschaft während der Modellentwicklung von der *Vollbeschäftigungsphase* in die *Phase struktureller Wandlungen* (*Lampert*), wie ihn die erste Ölkrise markierte, tat ein übriges, solche Erwartungen zu dämpfen. Als Kompromiß zwischen den ökonometrischen Forderungen nach einem langen Stützbereich und damit breiten Spezifikationsmöglichkeiten einerseits und nach aktuellen bzw. prognoseträchtigen Reaktionen andererseits wurde ein gleitender Stützbereich (*moving window*) von 40 Quartalen gewählt. Dies sollte die gesuchte Aktualität gewährleisten; zudem entsprachen 40 Quartale bis in die siebziger Jahren etwa zwei Konjunkturzyklen, so daß auch einer konjunkturphasenbedingten Verzerrung der Schätzergebnisse vorgebeugt würde. Spä-

---

25 Anders z.B. in den Vereinigten Staaten, wo dieser Aspekt offenbar weniger Kopfschmerzen bereitet, vgl. O. Eckstein, S. 96ff., und früher M.K. Evans, *Macroeconomic Activity – Theory, Forecasting, Control*. New York 1969, S. 461ff.

tere Versuche mit anderen Stützbereichslängen (20, 30, 50, 60 Quartale) bestätigten diese Vorgehensweise insofern, als für einzelne Gleichungen die Ergebnisse zwar kürzere oder längere Stützbereiche als 40 Quartale nahelegten, aber die „Gewinne“ für das Gesamtmodell bzw. die wichtigsten Variablen vernachlässigbar gering waren<sup>26</sup>. Während sich insbesondere für den Nachfragebereich das 40-Quartals-Fenster als überlegen erwies, signalisierte – nicht überraschend angesichts vielfältiger wirtschaftspolitischer Eingriffe und sonstiger Effekte – für den Staatssektor das 20-Quartals-Fenster die höhere Prognosestabilität. Die Frage des Stützbereichs wurde auch unter dem Blickpunkt „einflußreicher Beobachtungen“ (*Belsley, Kuh, Welsch*) analysiert. In der Tat konnten dabei kritische Datenpunkte lokalisiert werden, ihr Einfluß erwies sich freilich als nicht so bedeutsam, daß sich etwa der Übergang zu robusteren Schätzverfahren oder die Ignorierung dieser „Ausreißer“ zwingend angeboten hätte<sup>27</sup>.

In diesem Zusammenhang ist auch die Behandlung des Saisonproblems anzusprechen, d.h. hier die Verwendung von Ursprungszahlen und die Berücksichtigung der (zusätzlichen) Saisoneinflüsse mit Hilfe von 0/1-Variablen. Zwar war die ursprüngliche Entscheidung für diese Vorgehensweise weniger sachlich begründet, da jedoch in der Regel die Modellergebnisse in Form von Veränderungsraten gegenüber dem Vorjahr interessieren, erscheinen beim RWI-Konjunkturmodell – mit Ausnahme der Investitionserklärung – die Informationsverluste gegenüber der Verwendung saisonbereinigter Daten als gut vertretbar<sup>28</sup>, von den Problemen der einzelnen Bereinigungsverfahren, insbesondere am aktuellen Rand, ganz abgesehen<sup>29</sup>.

Vom KQ-Verfahren als Schätzmethode wurde bislang nicht abgegangen. Vor- und Nachteile der Methode sind bekannt<sup>30</sup>; Versuche mit einem modifizieren zweistufigen Verfahren brachten keine Verbesserungen der Erklärungsgüte<sup>31</sup>.

Die Selektion der einzelnen Spezifizierungen erfolgte auf der Grundlage der üblichen Testkriterien von Parametern und Anpassung, wobei bei letzterer die Güte der Acht-Quartalsprognosen innerhalb und außerhalb des Stützbereichs, vor allem im Modellzusammenhang, maßgeblich war.

---

26 Vgl. G. Barabas, U. Heilemann and J.H. Münch, *Forecasting Accuracy and the Length of the Sample Period – Selection Problems in a Macroeconometric Model Context*. (RWI-Papiere, Nr. 34.) Essen 1994.

27 Vgl. U. Heilemann [II], *Zur Bestimmung „einflußreicher Beobachtungen“*. (Diskussionspapiere der Universität Essen Gesamthochschule, Nr. 62.) Essen 1986. Zu dem Konzept vgl. D. Belsley, E. Kuh and R. Welsch, *Regression Diagnostics. Identifying Data and Sources of Collinearity*. New York 1980, S. 6ff.

28 Vgl. dazu ausführlich U. Heilemann und G. Barabas, *Saisonbereinigung und makroökonomische Modelle: Befunde mit dem RWI-Konjunkturmodell*. „Ifo-Studien“, Jg. 42 (1996), S. 403ff., wo auch die Ergebnisse einer mit saisonbereinigten Daten geschätzten Modellversion ausgewiesen sind.

29 Vgl. J. Wolters, *Neuere Verfahren zur Saisonbereinigung: Eine Einführung*. „Ifo-Studien“, Jg. 42 (1996), S. 279ff.

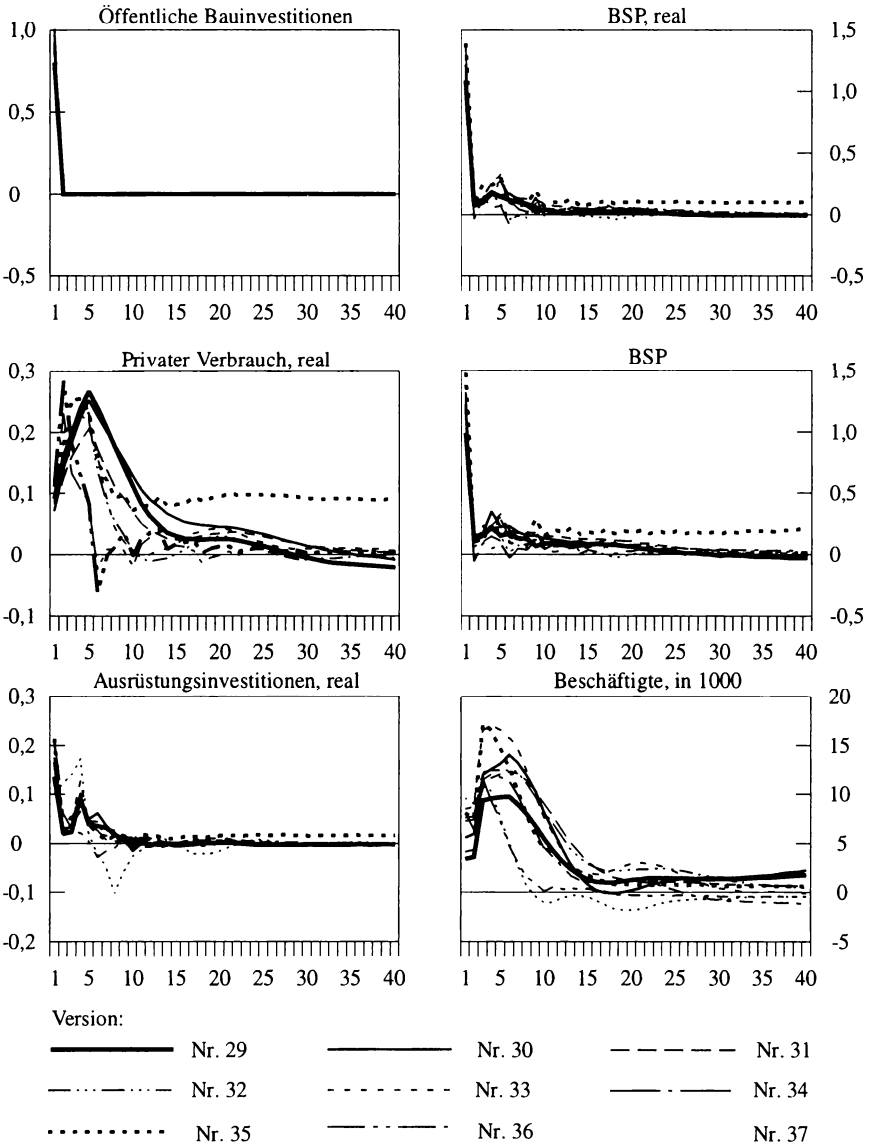
30 Vgl. z.B. W. Krämer, *Eine Rehabilitation der gewöhnlichen Kleinstquadrate-Methode als Schätzverfahren in der Ökonometrie*. (Schriften zur angewandten Ökonometrie, Band 4.) Frankfurt 1980.

31 Vgl. R. Rau u.a., S. 115.

Schaubild 1

## Staatsausgaben-Multiplikatoren<sup>1</sup> im RWI Konjunkturmodell

Abweichungen von der jeweiligen Basislösung  
in Mrd. DM

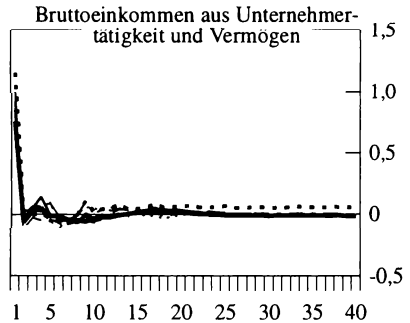
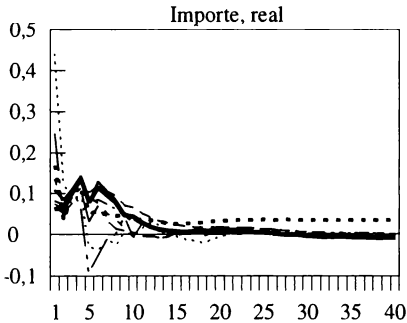
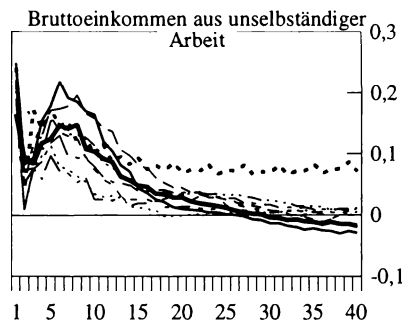
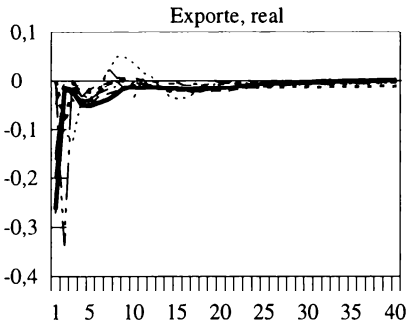
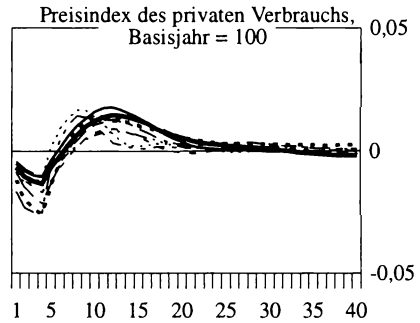
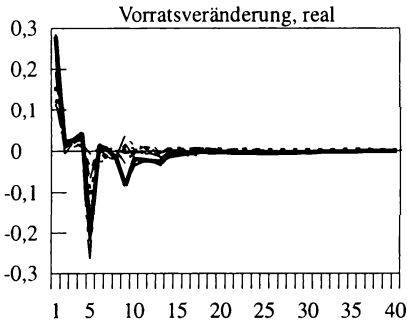


Eigene Berechnungen. – <sup>1</sup>Erhöhung der Öffentlichen Bauinvestitionen um 0,25 vH des Bruttoinlandsproduktes im ersten Quartal des jeweiligen Stützbereichs. Stützbereiche der vierteljährlichen Modellrechnungen vom 1979/1-1988/4 (Nr. 29) bis 1983/1-1992/4 (Nr. 37).



## Staatsausgaben-Multiplikatoren<sup>1</sup> im RWI Konjunkturmodell

Abweichungen von der jeweiligen Basislösung  
in Mrd. DM



Version:

— Nr. 29

— Nr. 30

- - - - - Nr. 31

- · - · - · - Nr. 32

- - - - - Nr. 33

— · — · — Nr. 34

· · · · · Nr. 35

- · - · - · - Nr. 36

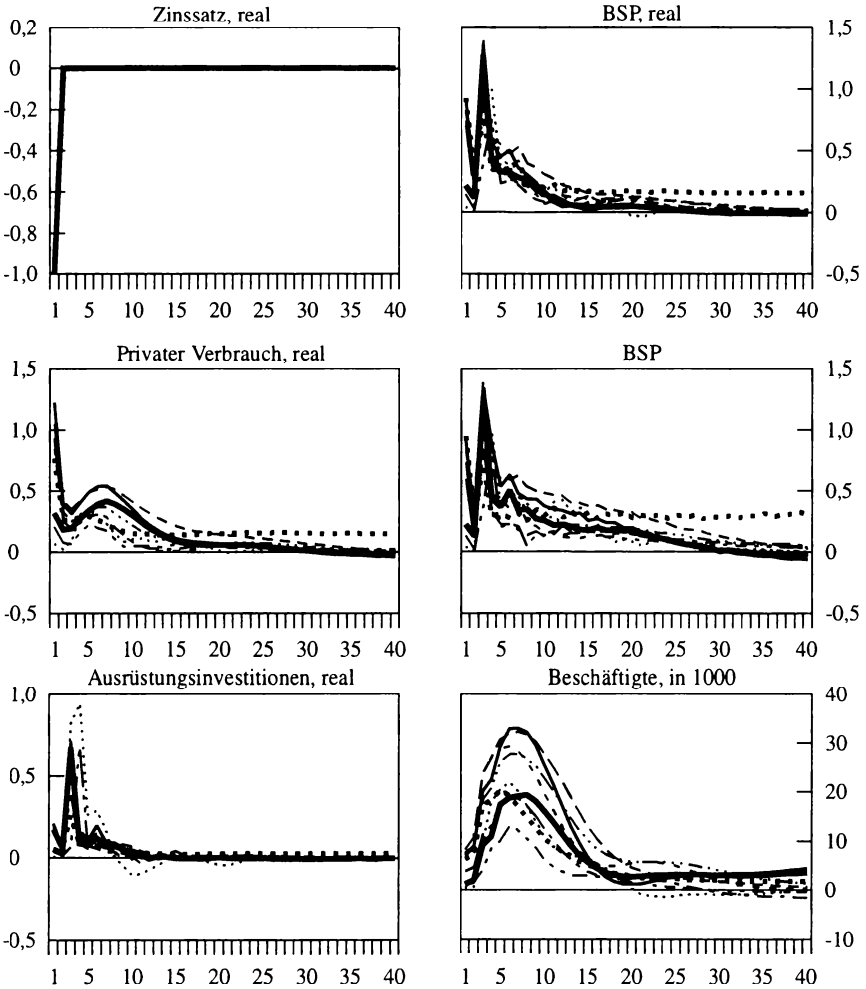
— · — · — Nr. 37

Eigene Berechnungen. – <sup>1</sup>Erhöhung der Öffentlichen Bauinvestitionen um 0,25 vH des Bruttoinlandsproduktes im ersten Quartal des jeweiligen Stützbereichs. Stützbereiche der vierteljährlichen Modellrechnungen vom 1979/1-1988/4 (Nr. 29) bis 1983/1-1992/4 (Nr. 37).

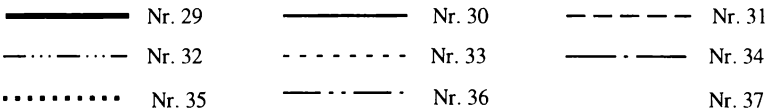


### Zinsänderungs-Multiplikatoren<sup>1</sup> im RWI Konjunkturmodell

Abweichungen von der jeweiligen Basislösung  
in Mrd. DM



Version:

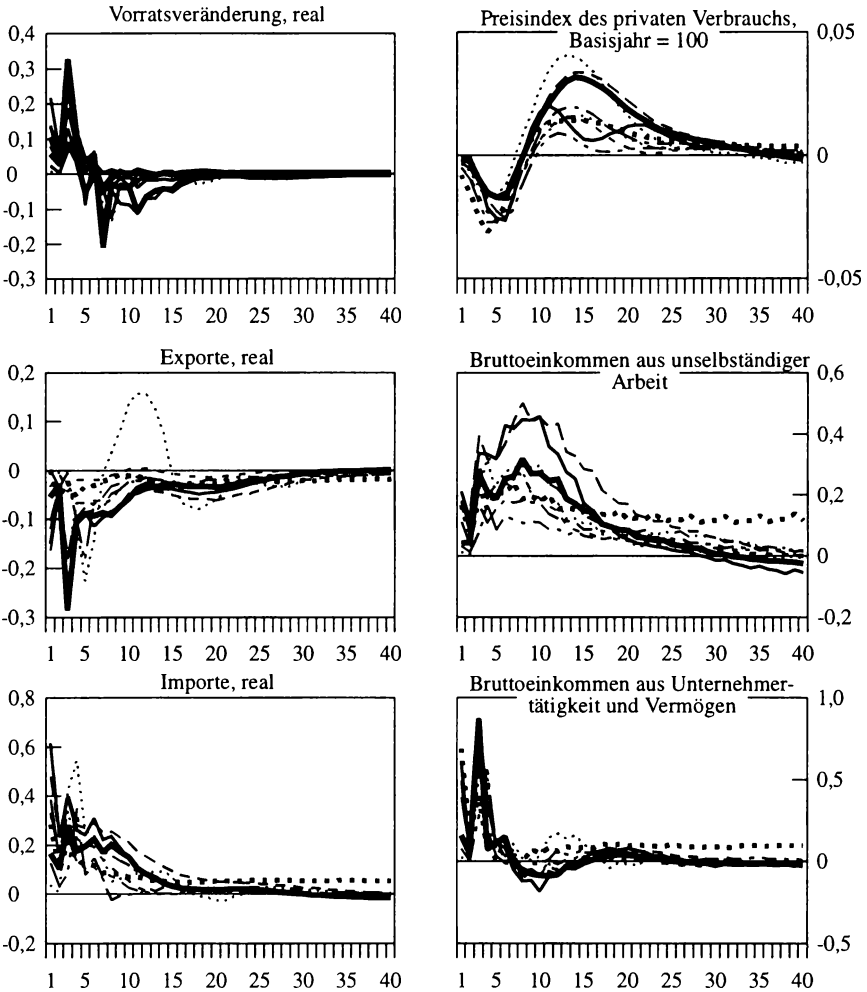


Eigene Berechnungen. –<sup>1</sup> Senkung des kurz- und langfristigen Zinssatzes um 1 vH-Punkt im ersten Quartal des jeweiligen Stützbereichs. Stützbereiche der Vierteljährlichen Modellrechnungen von 1979-1 bis 1988-4 (Nr. 29) bis 1983-1 bis 1992-4 (Nr. 37).



### Zinsänderungs-Multiplikatoren<sup>1</sup> im RWI Konjunkturmodell

Abweichungen von der jeweiligen Basislösung  
in Mrd. DM



Version:

- |                      |        |                       |        |                          |        |
|----------------------|--------|-----------------------|--------|--------------------------|--------|
| — (thick solid)      | Nr. 29 | — (thin solid)        | Nr. 30 | - - - (dashed)           | Nr. 31 |
| - · - · - (dash-dot) | Nr. 32 | - - - - - (long-dash) | Nr. 33 | — · — · — (dash-dot-dot) | Nr. 34 |
| · · · · · (dotted)   | Nr. 35 | - · - · - (dash-dot)  | Nr. 36 |                          | Nr. 37 |

Eigene Berechnungen. –<sup>1</sup> Senkung des kurz- und langfristigen Zinssatzes um 1 vH-Punkt im ersten Quartal des jeweiligen Stützbereichs. Stützbereiche der Vierteljährlichen Modellrechnungen von 1979-1 bis 1988-4 (Nr. 29) bis 1983-1 bis 1992-4 (Nr. 37).



Diese Ergebnisse und frühere Analysen der Stabilität z.B. der Tariflohngleichung, der Konsum-, Investitions- und Inflationserklärung machen deutlich, daß im Untersuchungszeitraum erhebliche Veränderungen zu beobachten waren<sup>32</sup>. Die *moving window*-Technik ist zwar eine sehr einfache Möglichkeit, dem vermuteten Wandel Rechnung zu tragen – aber solange Theorien des makroökonomischen Reaktionswandels fehlen<sup>33</sup>, bleiben nur heuristische Verfahren zur Bewältigung dieses Problems. Auch die bekannten Verfahren der Strukturbruchanalyse<sup>34</sup> sind bislang wenig kausal orientiert.

### 3.2. Die Modellreaktionen insgesamt

Gemessen an den üblichen Multiplikatoren (Staatsausgaben, Steuersenkung) oder allgemein den Reaktionen auf Instrumentvariationen ist das Modell gleichfalls als „stabil“ zu bezeichnen (vgl. Schaubild 1 und 2). Zwar sind erwartungsgemäß z.B. bei den Reaktionen des Privaten Verbrauchs durchaus Veränderungen in der Intensität und vor allem im Zeitprofil zu beobachten, die Unterschiede bewegen sich aber überwiegend im statistischen Unschärfebereich. Was die Reaktionen insgesamt angeht, so stimmen sie weitgehend mit denen anderer vergleichbarer Modelle unter vergleichbaren Annahmen überein<sup>35</sup>.

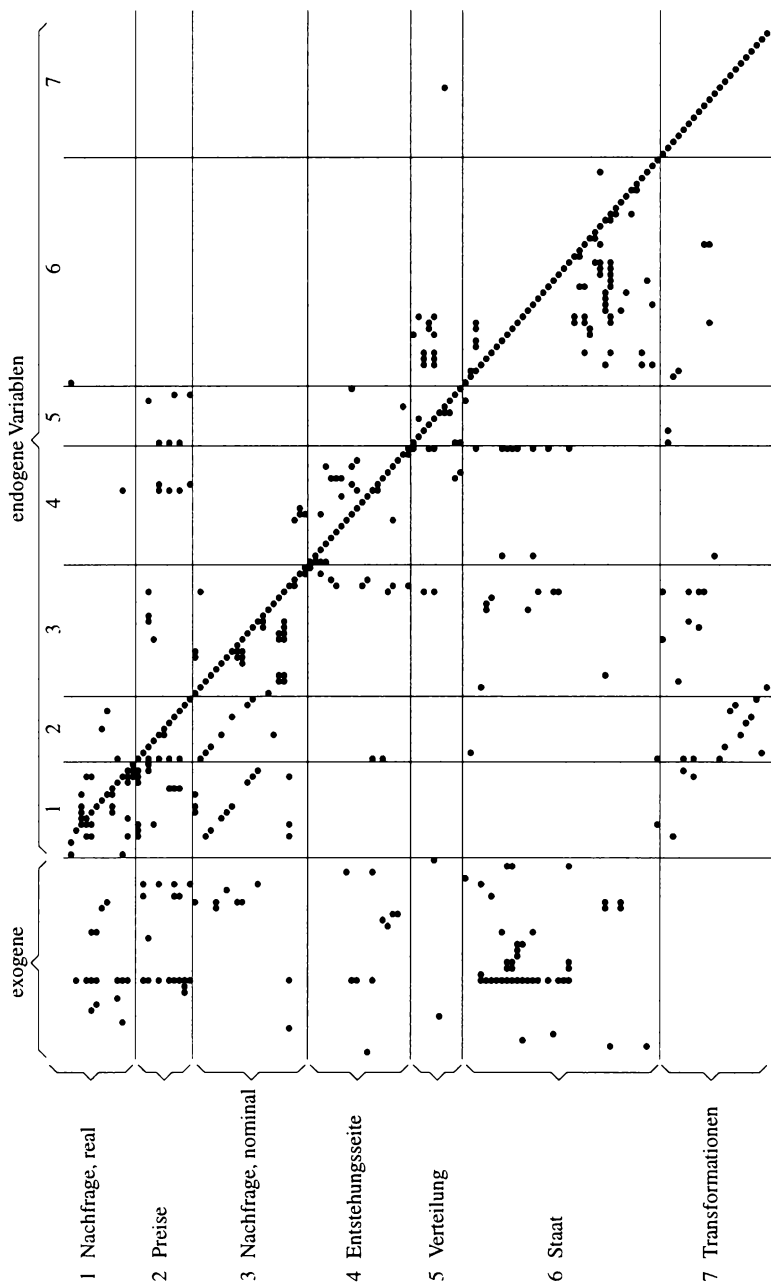
Die Wirkungen der Fiskalpolitik ergeben sich dabei über den Ausgaben-Einkommens-Beschäftigungszusammenhang; die Multiplikatorwerte eines einmaligen Ausgabenimpulses für die einzelnen Rechnungen liegen zwischen 1,3 und 2,0 im ersten, und 0 und 0,8 im zweiten Jahr. Im Drei-Jahres-Durchschnitt sind die Unterschiede geringer, eine Entwicklung, die sich bei Verlängerung des Analysezeitraums fortsetzt. Mit anderen Worten, im Zeitablauf ändern sich weniger die *Reaktionen insgesamt* als vielmehr ihr Zeitprofil. Die weniger plausiblen Ergebnisse der *Vierteljährlichen Prognoserechnung mit dem RWI-Konjunkturmodell (Versionen 36 und 37)* sind auf die abrupte Verschlechterung der Investitionsfunktion im Zuge der deutschen Vereinigung zurückzuführen, wobei freilich die bescheidenen *Größenordnungen* dieser Veränderungen nicht aus dem Auge verloren werden sollten.

- 
- 32 Zur Konsum-, Investitions- und Inflationserklärung vgl. z.B. U. Heilemann and H.J. Münch, The Great Recession: a Crisis in Parameters? In: P. Thoft-Christensen (Ed.), System Modelling and Optimization – Proceedings of the 11th IFIP Conference Copenhagen, Denmark, July 25-29, 1983. (Lecture Notes in Control and Information Sciences, vol. 59.) Berlin 1984, S. 71ff., zur Tariflohnklärung U. Heilemann [III], Collective Bargaining and Macroeconomic Performance: The Case of West Germany. In: H. Motamen (Ed.), Economic Modelling in the OECD Countries. London und New York 1988, S. 491ff.
- 33 Von der Erklärung *via* struktureller Veränderungen abgesehen, was aber Verzicht auf Aggregationsgewinne bedeuten würde.
- 34 Vgl. z.B. M.H. Pesaran, R.P. Smith, J.S. Yeo, Testing for Structural Stability and Predictive Failure: A Review. „Manchester School of Economic Studies“, vol. 53 (1985), S. 280ff.; G. Hansen, Quantitative Wirtschaftsforschung. München 1993, S. 91ff.
- 35 Vgl. dazu z.B. die Zusammenfassungen bei J. Martiensen, Simulationsexperimente mit makroökonomischen Modellen für die Bundesrepublik Deutschland. In: H.G. Langer, J. Martiensen und H. Quinke (Hrsg.), S. 9ff.; B. Gahlen and M. Sailer (Eds.), sowie die Beiträge von Jahnke und Dieckmann/Westphal in diesem Band.



Übersicht 3

Inzidenzmatrix des RWI-Konjunkturmodells, nach Teilmodellen geordnet,  $t = 0$



Eigene Berechnungen auf der Grundlage von Gilli: 1984.

Die Wirkungen der *Geldpolitik* bzw. einer Zinssenkung laufen zunächst über den Privaten Verbrauch und – verzögert – über die Bau- und Ausrüstungsinvestitionen. Sie münden in den allgemeinen Kreislaufzusammenhang und rufen dann indirekte zusätzliche Effekte über die Investitionen und den Export (*export-push*-Hypothese) hervor. Die Bandbreite der Multiplikatorwirkungen ist im ersten Jahr deutlich größer als im Fall der Erhöhung der Öffentlichen Bauinvestitionen. Auch bezüglich der Hierarchie der Effekte in den einzelnen Modellversionen ergeben sich erwartungsgemäß deutliche Unterschiede zur Fiskalpolitik.

Ein detaillierter Vergleich der Reaktionen des Modells mit Hilfe der „strukturellen Sensitivitätsanalyse“<sup>36</sup> kam zu dem Ergebnis, daß der weitaus überwiegende Teil der Reaktionen sehr kurzfristig erfolgt – was auch aus einer Analyse der Verflechtungsstruktur des Modells hervorgeht<sup>37</sup> – und insgesamt nur wenige Gleichungen bzw. Parameter und Variablen für die einzelnen Reaktionen des Modells von hervorgehobener Bedeutung sind: für das Wirtschaftswachstum z.B. der Welthandel, das reale verfügbare Einkommen bzw. die Bruttolöhne usw., wobei die marginalen Konsumquoten ohne Frage die bedeutendsten Parameter sind<sup>38,39</sup>. Für weitere deutsche Makromodelle liegen entsprechende Ergebnisse offenbar nicht vor; zu dem ähnlich strukturierten und ähnlich großen *Michigan Quarterly Econometric Model* der *University of Michigan* lassen die Ergebnisse von *Kuh/Neese/Hollinger* viele Parallelen erkennen<sup>40</sup>. Bemerkenswert ist in diesem Zusammenhang auch, daß die vielfach beklagte Komplexität und Kompliziertheit makroökonomischer Modelle mit derartigen Simulationen über die qualitativen Ergebnisse der Inzidenzanalyse<sup>41</sup> (vgl. Übersicht 3) hinaus zusätzlich relativiert wird: selbst in mittelgroßen (und großen) Modellen hängt eben keineswegs „alles von allem“ ab<sup>42</sup>.

- 
- 36 Dabei geht es um die Analyse der Größenordnung und des Zeitprofils einer systematischen Störung aller Modellparameter, vgl. E. Kuh, J. W. Neese and P. Hollinger, *Structural Sensitivity in Econometric Models*. New York 1985.
- 37 Von den ca. 750 *direct links* finden ca. 50 vH in der Periode  $t$ , 20 vH in  $t-1$  und ca. 10 vH in  $t-2$  statt.
- 38 Vgl. dazu frühzeitig M.K. Evans, S. 69. Ob der sich für *Evans* daraus ergebenden Förderung nach „accurate estimates“ dieser Parameter bislang im ökonomischen Modellbau hinreichend entsprochen wurde, soll hier offenbleiben.
- 39 Vgl. U. Heilemann and H.J. Münch, *Understanding Macroeconometric Models. Structural Sensitivity Matrix of a Medium Sized Model*. „Computer Science in Economics and Management“, vol. 5 (1992), S. 258ff.
- 40 Vgl. U. Heilemann [IV], *Strukturelle Sensitivitätsanalyse ökonomischer Modelle*. „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik“, Band 212 (1993), S. 44.
- 41 In der Inzidenz- oder Relationenmatrix werden die Variablenbeziehungen eines Modells zeilenhaft angeordnet wiedergegeben, so daß sich ein Bild aller direkten Variablenbeziehungen ergibt. Wird das Modell im lösungstechnischen Sinn geordnet, lassen sich dependente und interdependente Blöcke ausmachen. Bei substanzwissenschaftlicher Ordnung – wie in Übersicht 3 – werden die Beziehungen innerhalb und zwischen der(n) fünf Modellteile(n) oder Blöcke(n) erkennbar.
- 42 Vgl. H. Simon, *The Sciences of the Artificial*. 2nd edition, Cambridge, MA, 1981, S. 195.

## 4. Die Modellpraxis

Entgegen den Erwartungen der Pioniere des makroökonomischen Modellbaus hat sich die Anwendung der Modelle als vergleichsweise aufwendig erwiesen. Geht man von der vereinfachten Darstellung aus:

$$(1) \quad y_t = f(y_t, \dots, y_{t-k}; x_t, \dots, x_{t-i}; \beta; e_t)$$

mit:

- $f = (f_1, \dots, f_N)$  : Vektor der N funktionalen Beziehungen;
- $y_t$  : Vektor der N endogenen Variablen;
- $y_{t-k}$  : Vektor der verzögert endogenen Variablen;
- $x_t$  : Vektor der exogenen Variablen;
- $x_{t-i}$  : Vektor der verzögert exogenen Variablen;
- $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_N)$  : Matrix der strukturellen Parameter;
- $e_t = (e_{1t}, \dots, e_{Nt})$  : Vektor der Fehlerterme,

so hat sich die Vorstellung, es reiche aus, in (1) die Werte der exogenen Variablen einzusetzen, das Modell

$$(2) \quad \hat{y}_{t+j} = f(\hat{y}_{t+j}, \dots, \hat{y}_{t-k+j}; \hat{x}_{t+j}, \dots, \hat{x}_{t-i+j}; \hat{\beta})$$

zu lösen und eine akzeptable Prognose sei gefunden, schon bald als unzureichend erwiesen<sup>43</sup>. Die Prognoseerstellung mit dem RWI-Konjunkturmodell ist vielmehr, wie bei allen handlungsorientierten makroökonomischen Modellen, ein aufwendiger, z.T. rekursiver Prozeß:

Er beginnt mit der Veröffentlichung eines neuen Datensatzes (halbjährlich) und der Erstellung einer neuen Prognose mit dem alten Modell (alte Schätzung) unter Verwendung neuer Werte der exogenen Variablen und dem Vergleich dieser Ergebnisse mit der alten Prognose [1]. Daran schließt sich die Neuschätzung des Gleichungssystems unter Verwendung des neuen Datensatzes und die Überprüfung der Reaktionen und Erklärungsgüte der neuen Schätzungen an. Respezifizierungen erfolgen dabei in der Regel nur, wenn eine Gleichung dauerhaft deutliche „Verschlechterungen“ erfährt. Unter Verwendung der neuen Werte der exogenen Variablen wird eine erste Prognose erstellt (Null-Prognose) [2]. Sie wird mit der auf Basis der alten Modellversion mit alten und neuen exogenen Variablenwerten verglichen, woran sich eine umfangreiche Analyse der Prognoseergebnisse unter Berücksichtigung absehbarer wirtschaftspolitischer Maßnahmen und sonstiger Informationen anschließt [3], wie z.B. über steuerpolitische Vorhaben, die Gewinnabführung der Deutschen Bundesbank an den Bund oder Pilotabschlüsse im Tariflohnbereich, aber auch Monatswerte der exogenen und endogenen Variablenwerte und natürlich die Erklärungsgüte der einzelnen Schätzgleichungen. Daß diese Modifikationen stark erfahrungsgeprägt, also subjektiv sind und sich von Prognose zu Prognose nach Maßgabe neuer Informationen ändern können,

---

43 Vgl. dazu z.B. auch L.R. Klein and R.M. Young, *An Introduction to Econometric Forecasting*. Lexington, MA, 1980, S. 75ff.

liegt auf der Hand<sup>44</sup>. Mit diesen Informationen wird eine Reihe von weiteren Prognosen durchgeführt:

$$(3) \quad \hat{y}_{t+j} = f(\hat{y}_{t+j}, \dots, \hat{y}_{t-k+j}; \hat{x}_{t+j}, \dots, \hat{x}_{t-i+j}; \hat{x}_{t+j}^e, \hat{x}_{t+j}^0; \hat{\beta})$$

mit:

$\hat{x}_t^e$  : Vektor der Hinzufügungen zum absoluten Glied aufgrund ökonomischer *a priori*-Informationen (wirtschaftspolitische Maßnahmen, Daten);

$\hat{x}_t^0$  : Vektor der Hinzufügungen zum absoluten Glied aus Plausibilitätsgründen,

und bewertet [4]. Nach einem längeren Abstimmungsprozeß unter Berücksichtigung der Ergebnisse sonstiger Prognosen, der bisherigen Erfahrungen mit dem Modell, der Revisionspraxis des Statistischen Bundesamtes usw. wird dann die endgültige Prognose erstellt [5]. Umfang, Zeitprofil und Form dieser Modifikationen der Modellergebnisse werden ausgewiesen<sup>45</sup>. Im Frühjahr eines jeden Jahres wird die Herbstprognose des vorvergangenen Jahres für das abgelaufene Jahr unter Verwendung der beobachteten Werte für die exogenen Variablen wiederholt und veröffentlicht [6]<sup>46</sup>.

Mit Ausnahme der Veröffentlichung der Überprüfung hat sich an dieser Praxis seit Beginn der achtziger Jahre wenig geändert. Die technische Entwicklung hat den Prozeß der Prognoseerstellung im Prinzip zwar wesentlich beschleunigt, die Effizienzgewinne wurden aber weniger zur Verkürzung, sondern zur besseren ökonomischen und empirischen Absicherung der Prognose genutzt. In der Regel erstreckt sich der gesamte Prozeß auf einen Zeitraum von ca. vier Wochen. Die Mehrzahl der add-Faktoren hat ihre Ursache in wirtschaftspolitischen Maßnahmen (vgl. Tabelle 2), wobei der Anteil dieser Art von *adds* seit Anfang der achtziger Jahre deutlich zugenommen hat<sup>47</sup>; Korrekturen der Modellergebnisse aufgrund unplausibler Einzelergebnisse sind selten und im Modellzusammenhang bzw. mit Blick auf die wichtigsten Zielvariablen von untergeordneter Bedeutung<sup>48</sup>. Die rein datentechnische Aktualisierung der Modellergebnisse spielt noch eine untergeordnete Rolle.

Auch bezüglich der Simulation alternativer Entwicklungen – insbesondere von wirtschaftspolitischen Maßnahmen – erwies sich das RWI-Konjunkturmodell nicht als so problemlos wie zunächst erwartet. Namentlich die Implementation alternativer steuerpolitischer Maßnahmen bereitete Probleme, da nicht alle einnahmepolitischen

44 Zu einem Überblick über die zahlreichen finanz- und geldpolitischen Maßnahmen in dem hier betrachteten Zeitraum vgl. z.B. U. Heilemann, H. Gebhardt und H. D. von Loeffelholz, *Wirtschaftspolitische Chronik der Bundesrepublik 1960 bis 1995*. Stuttgart 1996, S. 134ff.

45 Vgl. z.B. Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.), *Vierteljährliche Prognose mit dem RWI-Konjunkturmodell, 1990-2 bis 1991-4*. Nr. 31. (Bearb.: Dr. T. Weiß) Essen 1990, S. 1f.

46 Vgl. Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.), S. 16ff.

47 Vgl. dazu auch U. Heilemann, H. Gebhardt und H.D. von Loeffelholz, S. 126ff.

48 Vgl. die Analysen der Aufschwungprognose 1983 (U. Heilemann [V], *Zur Prognosepraxis ökonomischer Modelle. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*“, Jg. 105 (1985), S. 313ff.) und des Börsenkrachs 1987 (U. Heilemann [VI], *Die Prognosen für 1988 im Rückblick: Der Börsenkrach vom 19. Oktober 1987 und seine gesamtwirtschaftlichen Folgen. „Kredit und Kapital“*, Jg. 23 (1990), S. 274ff.)

Tabelle 2

Modifizierung der Ergebnisse des RWI-Konjunkturmodells									
1995-3 bis 1996-4; in Mrd. DM									
	1995 <sup>1</sup>	1996	1995				1996		
			1. Vj.	2. Vj.	3. Vj.	4. Vj.	1. Vj.	2. Vj.	3. Vj.
Gewinnabführung der Deutschen Bundesbank									
<i>Erwerbseinkünfte des Staates</i>	X	8,5	-	-	-	8,5	-	-	
Steuerliche Maßnahmen									
<i>Direkte Steuern auf Einkommen aus unselbständiger Arbeit</i>									
Solidaritätszuschlag (vH)	7,5	7,5	7,5	7,5	7,5	7,5	7,5	7,5	7,5
Existenzminimum, Familienleistungsausgleich, Kindergeld	-	-35,0	-	-	-8,8	-8,8	-8,8	-8,8	-8,8
<i>Direkte Steuern auf Einkommen aus Unternehmertätigkeit/Vermögen</i>									
Solidaritätszuschlag (vH)	7,5	7,5	7,5	7,5	7,5	7,5	7,5	7,5	7,5
Vermögensteuer	X	1,0	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3
Existenzminimum, Kinderfreibetrag, Kindergeld	-	-3,6	-	-	-0,9	-0,9	-0,9	-0,9	-0,9
<i>Laufende Übertragungen an private Haushalte</i>									
Kindergeld	-	-20,0	-	-	-5,0	-5,0	-5,0	-5,0	-5,0
<i>Indirekte Steuern</i>									
Versicherungsteuer	X	2,4	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6
Kohlepfennig	-	-6,0	-	-	-1,5	-1,5	-1,5	-1,5	-1,5
<i>Preisindex des privaten Verbrauchs (vH)</i>									
Versicherungsteuer	X	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Kohlepfennig	-	-0,2	-	-	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2
Sozialpolitische Maßnahmen									
<i>Staatsverbrauch</i>									
Pflegeversicherung	X	10,0	1,3	1,3	1,3	1,3	3,7	3,7	
<i>Laufende Übertragungen an private Haushalte</i>									
Erziehungsgeld	X	1,0	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3
Pflegeversicherung	X	7,0	1,3	1,3	1,7	1,7	1,8	1,8	
Arbeitslosen- und Sozialhilfe	-	-2,0	-	-	-0,5	-0,5	-0,5	-0,5	-0,5
Altlastenregelung der ostdeutschen Wirtschaft									
<i>Subventionen</i>	X	2,0	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5
<i>Vermögensübertragungen des Staates</i>	X	2,0	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5
<i>Vermögensübertragungen des Staates</i>	X	-	31,0	-	-	-	-	-	-
Umbuchung in der Rentenfinanzierung									
<i>Laufende Übertragungen des Staates</i>									
Rentenbeiträge für Empfänger soz. Leistungen	X	6,0	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5
<i>Sozialversicherungseinnahmen des Staates</i>									
Rentenbeiträge für Empfänger soz. Leistungen	X	6,0	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5
Sonstige Änderungen									
<i>Preisindex des Privaten Verbrauchs (vH)</i>	X	0,8	0,4	0,4	0,6	0,6	1,0	1,0	1,0
<i>Tariflöhne je Stunde (vH-Punkte)</i>	X	-0,5	-	-	-0,5	-0,5	-0,5	-0,5	-0,5
<i>Staatsverbrauch, real</i>	X	-7,0	-0,9	-0,9	-1,8	-1,8	-1,8	-1,8	-1,8
<i>Vorratsveränderung, real</i>	X	-4,0	-	-	-1,0	-1,0	-1,0	-1,0	-1,0

Nach Angaben in Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.), Vierteljährliche Prognose mit dem RWI-Konjunkturmodell, 1995-3 bis 1996-4, Nr. 42. (Bearb.: Dr. G. Barabas und U. Taureg.) Essen 1995, S. 2. – Die modifizierten Variablen sind kursiv geschrieben.  
 – <sup>1</sup>X: Angabe eines Jahreswertes nicht sinnvoll.



„Hebel“ (*lever*) in allen Modellteilen adäquat abgebildet sind bzw. werden können, etwa wegen zu geringer Variation der Instrumente im jeweiligen Stützbereich<sup>49</sup>. Der Hinweis auf den Mehrwertsteuersatz soll hier genügen, zu anderen Beispielen vgl. z.B. Tabelle 2. Ein spezifisches Handikap des RWI-Konjunkturmodells, genauer: des moving window, stellt zunehmend auch der Simulationshorizont dar, da – wie eingangs erwähnt – in der Wirtschaftspolitik die konjunkturelle Perspektive zunehmend von einer mittelfristigen abgelöst wurde. Das Problem des „zu kurzen“ Analysehorizontes (*post-termination effects!*), ergibt sich dabei keineswegs aus einer fehlenden Stabilität des Modells – von theoretischen Überlegungen bei der Formulierung der einzelnen Gleichungen abgesehen<sup>50</sup> –, sondern aus den „Staatseinnahmen“: Das deutsche Einnahmesystem weist eine Elastizität von größer als Eins auf, was in der Vergangenheit in mehr oder weniger gleichen Abständen durch Steuersenkungen kompensiert wurde, hier aber zu beträchtlichen Einnahmenüberschüssen und kontraktiven Effekten führt<sup>51</sup>.

Insgesamt wurde mit dem Modell ein breites Spektrum an einzelnen Alternativen und Maßnahmebündeln simuliert. In der Regel wurde dabei vergleichsweise konventionell und isoliert vorgegangen, aufgrund der nur schwachen Nicht-Linearität des Modells<sup>52</sup> sind die Einzelreaktionen praktisch linear und symmetrisch, so daß sich die Gesamteffekte als Addition der Einzeleffekte darstellen lassen. Die *optimal control*-Methode (*reference point approach*) hatte sich dabei als sehr aufwendig (Bewertung der Instrumenteneinsätze) und sensibel (Restriktionen der Instrumentvariationen) und angesichts des Erkenntnisgewinns der traditionellen isolierten, schrittweisen Vorgehensweise bislang jedenfalls als unterlegen erwiesen<sup>53</sup>. Auf stochastische Simulationen wurde noch gänzlich verzichtet, wobei der zu erwartende Informationsgewinn freilich auch nicht zu hoch veranschlagt werden sollte<sup>54</sup>.

## 5. Die Prognosegenauigkeit

Der Prognosegenauigkeit kommt beim RWI-Konjunkturmodell, wie erwähnt, eine hervorgehobene Bedeutung zu, und ihre Analyse nimmt einen breiten Raum in der Modellarbeit ein. Ökonometrische Modelle bieten hier bekanntlich besondere Analysemöglichkeiten insofern, als sie die Diskriminierung zwischen den Fehlern der Prognose der Antezedenzbedingungen bzw. Annahmen einerseits und den Fehlern der verwendeten Hypothesen andererseits erlauben. Im Falle des RWI-Konjunkturmodells liegen seit 1980 die in den „Vierteljährlichen Prognosen mit dem RWI-Konjunkturmodell“ enthaltenen 54 Jahresprognosen (Frühjahr/Herbst des Vorjahrs/des jeweiligen Jahres) in elektronischer gespeicherter Form vor.

---

49 Was ein Argument für einen längeren Stützbereich für den Staatsteil wäre!

50 Z.B. im Zusammenhang mit Parameterrestriktionen bei der Konsumfunktion (marginale und langfristige Konsumquote), vgl. dazu z.B. M.K. Evans, S. 48ff.

51 Vgl. U. Heilemann und D. Zantke, Zu den Langfrist-Eigenschaften des RWI-Konjunkturmodells. (RWI-Papiere.) Essen, erscheint demnächst.

52 Zum Vergleich der Reaktionen der nicht-linearen und einer linearisierten Version des Modells vgl. U. Heilemann und D. Zantke.

53 Vgl. U. Heilemann und G. Barabas, Zur Finanzierung der deutschen Einheit – Eine optimal control-Analyse mit dem RWI-Konjunkturmodell. (RWI-Papiere, Nr. 41.) Essen 1996.

54 Vgl. z.B. R.C. Fair, S. 216.

Tabelle 3

Annahmengenauigkeit<sup>1</sup> der exogenen Variablen

1981 bis 1994

	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	Durchschnitt <sup>2</sup>
Öffentliche Bauinvestitionen	a	-5,4	-4,0	-1,6	-4,0	-4,6	4,0	-5,4	-4,0	-3,5	-2,3	-5,6	3,2	4,2	4,0
	b	-	-2,5	-1,0	-3,3	-1,3	4,1	-7,0	-4,5	-4,7	-1,5	-4,8	4,0	2,7	3,2
	c	1,3	1,6	1,6	1,8	0,1	3,0	-5,8	-1,1	0,5	-3,5	-4,7	2,8	-0,1	2,2
	d	1,0	0,1	0,7	1,0	-0,2	0,3	1,8	2,5	2,5	-2,0	-1,4	2,0	-0,6	1,2
Tarife zur Sozialversicherung	a	-	-0,2	-0,4	0,1	-0,2	-0,2	-0,1	-0,2	0,0	-0,7	-0,2	-0,1	0,0	0,2
	b	-	0,0	0,0	0,1	-0,2	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,7	-0,3	0,1	0,0	0,1
	c	0,1	0,2	-0,1	0,1	-0,1	0,0	0,1	-0,1	-0,1	0,0	-0,1	0,1	0,0	0,1
	d	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1	0,0	-0,1	-0,1	0,0	-0,1	0,1	0,0	0,1
Weltexporte (Welthandelsvolumen, 1980=100)	a	-	0,2	-2,4	0,2	0,1	-0,2	-0,3	-4,8	0,0	1,2	0,5	5,6	-3,7	1,8
	b	-	0,2	-1,0	0,6	-0,5	0,0	-4,4	-3,2	0,4	0,9	0,5	2,2	-4,5	1,4
	c	-0,4	0,6	-0,2	-0,1	0,3	0,0	-3,5	-0,9	1,3	-0,1	1,3	1,2	-3,9	1,0
	d	-0,4	0,4	-0,1	0,0	0,1	0,2	-0,6	0,1	0,9	-0,8	0,0	0,2	-1,8	0,4
Preisindex der Importe	a	-	0,9	-0,5	-0,3	0,6	12,4	2,5	-2,2	3,7	0,1	3,9	4,2	3,0	3,2
	b	-	0,5	0,3	0,0	-0,1	10,3	4,8	-0,1	3,8	3,5	3,6	2,5	2,0	2,6
	c	-0,4	0,2	0,2	-0,3	0,3	3,1	1,5	-0,1	0,5	0,3	2,1	0,8	1,7	0,9
	d	-0,1	-0,1	0,0	0,0	0,1	0,4	-0,2	-0,6	1,6	0,6	1,0	0,3	0,3	0,4
Kurzfristiger Zinssatz, in vH	a	-	-4,6	-0,7	-1,5	-0,4	0,7	0,4	0,2	-1,9	-0,4	-0,9	-0,1	-0,3	1,2
	b	-	-2,0	-0,4	-1,4	0,0	-0,3	0,5	-0,3	-1,6	-0,4	-0,7	-0,2	-0,4	0,7
	c	-2,6	-0,7	-1,0	-0,5	0,5	-0,2	-0,1	-0,7	0,0	-0,1	-0,3	-0,3	-0,6	0,6
	d	-0,1	-0,9	-0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	0,0	0,1
Langfristiger Zinssatz, in vH	a	-	-1,9	-0,9	-1,1	-0,3	0,6	0,3	0,4	-0,5	0,3	0,2	1,4	-0,4	0,8
	b	-	-0,8	-0,6	-0,9	0,1	-0,1	0,4	-0,7	-1,5	0,6	0,3	1,1	-0,9	0,6
	c	-1,4	-0,3	-0,9	-0,1	-0,2	-0,1	0,1	-0,1	0,0	-0,1	0,0	0,2	-0,9	0,3
	d	-0,1	0,0	0,0	0,1	-0,1	0,0	0,0	-0,1	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0	0,1

Eigene Berechnungen. Es bedeuten a: Frühjahrsprognose des (Prognose-) Vorjahres; b: Herbstprognose des Vorjahres; c: Frühjahrsprognose des jeweiligen Jahres; d: Herbstprognose des jeweiligen Jahres. - <sup>1</sup>Prognostizierte abzüglich beobachtete Entwicklung. - <sup>2</sup>Durchschnitt der Absolutbeträge der Abweichungen.

Tabelle 3 gibt einen Überblick über die Genauigkeit der Annahmen bezüglich der exogenen Variablen im Zeitraum 1981 bis 1994. Die Werte wurden in der Regel von der Modellprognose im Rahmen der GD übernommen und allenfalls geringfügig aktualisiert. Die Ergebnisse belegen zunächst die bekannte Erfahrung, daß die Treffsicherheit dieser Vorgaben im Durchschnitt mit der Verkürzung des Prognosehorizontes deutlich und kontinuierlich zunimmt. Vergleichsweise zutreffend sind die Annahmen bezüglich des Durchschnittssatzes der Tarife zur Sozialversicherung – was in der Natur der Sache liegt – und auch bezüglich des kurz- und des langfristigen Zinssatzes – jedenfalls im makroökonomischen Kontext. Weniger überzeugend<sup>55</sup> sind die entsprechenden Ergebnisse für den Welthandel und die Importpreise, aber auch für die Öffentlichen Bauinvestitionen<sup>56</sup>. Wie häufig bei Untersuchungen der Prognosegenauigkeit geben die Durchschnittswerte ein zu positives Bild: so zeigte sich etwa 1988, 1989 und 1992, daß die Welthandels-Annahmen in erheblichem Maße fehlerhaft waren oder bei den Sätzen der kurz- bzw. langfristigen Zinsen die Jahre 1982, 1989 bzw. 1984, 1990 und 1993. Auffällige Tendenzen der Prognosegenauigkeit der exogenen Variablen sind nicht auszumachen.

Erheblich mehr Schwierigkeiten bereitet die Beurteilung der Prognosegenauigkeit der *endogenen* Variablen – im Unterschied zu dem weit verbreiteten Eindruck und der rechentechnischen Einfachheit. Prognose-Nutzenfunktionen, die in Verbindung mit einer Kostenfunktion zu minimieren wären, liegen bekanntlich allenfalls für den „wahrheitssuchenden“ Wissenschaftler, nicht aber für die Politik vor<sup>57</sup>. Hilfsweise könnte hier das Kriterium „Richtige Politik“ zum Maßstab genommen werden. Zwar ist auch dieser Maßstab je nach Politikträger, -bereich und -konzeption ambivalent, aber man kann sich vermutlich darauf einigen, daß dies bedeutet, vor allem große „Wachstumseinbrüche“, um nicht von Wendepunkten zu sprechen, möglichst frühzeitig zu erkennen. Damit käme der *situativen* Prognosegenauigkeit eine mindestens ebenso große Bedeutung wie der üblichen Durchschnittsbetrachtung zu. Die folgenden Ausführungen beschränken sich auf die wichtigsten Aggregate des Entstehungs-, Verwendungs-, Verteilungs- und Staatsteils. Wie üblich geschieht dies isoliert, d.h. die Beurteilung der Prognosen der Zahl der Erwerbstätigen, des Privaten Verbrauchs usw. erfolgt ohne Berücksichtigung der Fehler der erklärenden Variablen und muß u.U. das *right for the wrong reason* gegen sich gelten lassen. Dem Charakter der Modellprognosen als „verbundenen Prognosen“ wird die isolierte Beurteilung jedenfalls nicht gerecht. Auf entsprechende Korrekturmöglichkeiten wird weiter unten eingegangen. Aus handlungsorientierter Perspektive dürften derartige Überlegungen freilich von nachgeordneter Bedeutung sein.

Wie Tabelle 4 deutlich macht, gilt auch für die Prognosen der endogenen Variablen, daß die Genauigkeit der Prognosen mit der Verringerung des Prognosehorizontes zunimmt,

---

55 Die Prognosegenauigkeit ist dabei nur bedingt der geeignete Maßstab für derartige Urteile, da ja die Treffsicherheit der Annahmen bezüglich der exogenen Variablen nur mit Blick auf deren Wirkungen innerhalb des Modells interessiert; vgl. dazu z.B. U. Heilemann [V], S. 688ff.

56 Freilich darf dabei nicht übersehen werden, daß ca. 60 vH der Öffentlichen Investitionen in Deutschland auf die Gemeinden entfallen und damit auf etwa 8 000 Entscheidungsgremien.

57 Vgl. dazu z.B. G. Menges, *The Scientist and the Policy Maker as Forecasters*. Paper Presented at the 3rd World Congress of the Econometric Society. Toronto 1975.



Tabelle 4

Prognosegenauigkeit<sup>1</sup> der endogenen Variablen mit geschätzten Werten für die exogenen Variablen

1981 bis 1994

	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	Durchschnitt <sup>2</sup>
Erwerbstätige, in 1 000	a	-176	584	201	-222	-144	365	165	-1399	-1743	-414	24	52	298	445
	b	-112	161	-63	-83	35	321	1	-1388	-1572	-84	195	555	217	368
	c	-227	167	145	-87	-201	-21	64	-1	-1235	-167	64	59	-40	58
	d	-96	71	-47	-122	-43	8	-8	-23	-1204	-50	90	81	52	58
Privater Verbrauch, real	a	-	0,0	-0,2	0,0	0,9	1,0	2,2	0,2	-0,7	0,6	-0,8	1,0	0,0	0,7
	b	-	0,8	0,0	0,1	0,6	-0,2	2,4	0,7	0,2	0,0	0,6	0,3	-1,9	0,7
	c	0,0	0,1	-0,1	-0,5	-0,5	0,3	1,7	0,1	0,4	0,2	-0,2	-1,0	-0,3	0,5
	d	-0,4	0,0	-0,1	-0,3	0,0	0,1	-0,3	0,0	-0,7	0,3	0,2	0,1	-0,9	-0,6
Anlageinvestitionen, real	a	-	-1,9	-1,9	-0,2	0,3	-0,6	4,5	-5,3	-6,5	-1,2	0,6	10,7	3,5	3,4
	b	-	-1,4	1,6	0,1	0,4	0,1	4,5	-3,3	-4,1	-3,4	0,8	8,8	0,6	2,4
	c	0,7	0,8	0,6	0,4	0,7	0,4	2,2	-3,5	-2,3	-1,3	1,7	4,5	0,0	1,5
	d	0,6	-0,2	0,2	-0,2	-0,2	0,2	-0,6	-0,5	-0,5	-1,3	-0,8	1,8	2,9	1,3
Exporte, real	a	-	3,3	-1,0	-0,1	1,0	-1,0	3,5	-1,2	-5,7	-4,5	2,4	11,9	-3,8	3,5
	b	-	2,1	0,3	0,3	0,2	-0,6	1,5	-2,3	-5,7	-4,6	1,2	9,5	-1,8	2,6
	c	-1,5	0,2	0,3	0,0	0,3	0,1	-2,1	-2,2	-4,4	-1,2	2,2	6,6	-3,7	2,0
	d	-0,4	-0,1	0,1	0,2	0,1	-0,2	-1,5	-0,7	0,4	-2,1	0,5	-0,1	0,2	-0,6
Brutto sozialprodukt, real	a	-	0,2	-1,0	0,1	0,5	0,1	1,7	-2,3	-2,8	1,1	4,7	0,0	0,0	1,3
	b	-	0,0	0,3	0,1	-0,2	0,0	0,1	-1,4	-0,9	-0,4	0,8	1,1	3,7	1,4
	c	0,0	0,3	0,1	-0,2	0,0	0,0	-0,3	-0,5	-0,4	-0,2	0,3	0,7	0,0	0,2
	d	0,0	0,0	0,0	-0,2	0,0	-0,1	1,1	0,0	-1,3	0,1	-0,5	0,1	1,1	-0,2
Preisindex des Privaten Verbrauchs	a	-	0,1	0,2	0,1	0,2	0,2	0,4	0,2	-1,1	0,3	0,2	0,4	0,3	0,3
	b	-	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	0,3	-0,5	-0,2	0,3	0,2	0,0	0,2
	c	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0	-0,5	-0,2	-0,4	-0,2	0,3	0,2	0,0
	d	-0,1	-0,1	0,1	-0,1	0,0	0,0	0,3	-0,5	-0,2	-0,4	-0,2	0,3	0,2	0,0
Staatliches Defizit, in Mrd. DM	a	-	-14,0	-25,5	-21,1	-22,8	2,5	30,8	9,9	-42,6	37,5	3,8	15,4	-48,8	23,7
	b	-	-4,0	-37,9	-3,9	-10,2	8,2	20,7	-1,7	-29,2	35,8	-7,4	4,3	-27,3	15,2
	c	1,0	-13,4	-15,4	-3,2	-5,5	6,8	4,5	-3,9	-4,0	4,0	4,4	-19,5	-32,5	10,8
	d	-3,5	-11,3	-3,1	-2,4	0,1	4,0	-4,2	-5,5	-5,0	-5,2	2,5	-8,8	-11,2	5,9

Eigene Berechnungen. Es bedeuten a: Frühjahrsprognose des (Prognose-) Vorjahres; b: Herbstprognose des Vorjahres; c: Frühjahrsprognose des jeweiligen Jahres; d: Herbstprognose des jeweiligen Jahres. – <sup>1</sup>Prognostizierte abzüglich beobachtete Entwicklung. – <sup>2</sup>Durchschnitt der Absolutbeträge der Abweichungen.

wobei das Ausmaß dieser Verbesserungen stark variiert. Im wesentlichen entsprechen die Durchschnittswerte der vergleichbaren Prognosen denen der GD (b, c, d) bzw. des SVR (b, d). Beim BSP ist dies in besonders ausgeprägter Weise der Fall, bei der Inflationsrate scheinen die Modellprognosen etwas besser zu sein. Was die *relative* Treffsicherheit betrifft, so wurde die Rezession 1982 zwar frühzeitig, die Wachstumsabschwächungen 1992, 1993 und 1994 aber erst sehr spät erkannt, ebenso das Anziehen des Wachstums gegen Ende der achtziger Jahre. Eine eindeutige Zuordnung dieser Fehler zu einzelnen Nachfrageaggregaten, von den erwähnten Besonderheiten einer verbundenen Prognose ganz abgesehen, fällt schwer, da sich die Fehlschätzungen teilweise kompensieren. Insbesondere das späte Erkennen der Rezession 1993 war das Ergebnis von beträchtlichen Fehlern des Privaten Verbrauchs einerseits und der Investitionen und der Exporte andererseits.

Ökonometrische Modellprognosen sind – wie wissenschaftliche Prognosen im allgemeinen – meist bedingte Aussagen, und sie sind auch stochastische Aussagen. Um der Bedingtheit bei der Analyse ihrer Treffsicherheit Rechnung zu tragen, wurden deshalb alle in Tabelle 4 betrachteten Prognosen nach Korrektur der Fehler in den exogenen Variablen wiederholt:

$$(4) \quad \hat{y}_{t+j} = f(\hat{y}_{t+j}, \dots, \hat{y}_{t-k+j}; x_{t+j}, \dots, x_{t-i+j}; \hat{x}_{t+j}^c, \hat{x}_{t+j}^0; \hat{\beta}).$$

auf eine Korrektur der add-Faktoren (s.o.) wurde verzichtet, „beobachtete“ Werte dazu liegen nicht vor, so daß entsprechende Korrekturen in jedem Fall sehr subjektiv geprägt bleiben. Die entsprechenden Ergebnisse sind in Tabelle 5 wiedergegeben. Wie nicht anders zu erwarten, sind die Ergebnisse meist besser als im Falle der Prognosen auf der Basis geschätzter Werte für die exogenen Variablen. Die Verbesserungen halten sich jedoch vor allem bei c und d in engen Grenzen, was natürlich mit der vergleichsweise hohen Genauigkeit der Schätzwerte der exogenen Variablen bei den Vier- (c) und den Zwei-Quartalsprognosen (d) zusammenhängt. Zum Teil, vor allem bei Teilaggregaten, sind sogar Verschlechterungen zu registrieren. In der Regel sind dies jedoch Unterschiede im Rahmen der aufgrund der Schätzfehler der Einzelgleichungen bzw. Simulationsfehler des Modells zu erwartenden Unschärfen und nicht etwa Ergebnis eines final orientierten *fine tunings* des Modells (s.o.)<sup>58</sup>. Um diesen Aspekt zu verdeutlichen, wurden die Durchschnittsfehler (dynamische Acht-Quartalssimulation) der jeweiligen Modellversionen über den gesamten Stützbereich (vgl. Tabelle 6: A) bzw. die der letzten Acht-Quartalsprognosen (B) den entsprechenden Fehlern gegenübergestellt<sup>59</sup>. Es zeigt sich, daß die Fehler der *ex ante*-Prognosen nach Korrektur um

58 Vgl. dazu z.B. K.Brunner, Bookreview „Economic models of cyclical behavior“. „Journal of Economic Literature“, vol. 11 (1973), S.926ff., dessen mittlerweile „klassische“ Kritik makroökonomischer Modelle bzw. ihrer Praxis bislang offenbar nur wenig bewirkt hat.

59 Der Janus-Koeffizient (J) errechnet sich wie folgt:

$$J^2 = \left( \frac{1}{m} \sum_{t=n+1}^{n+m} (P_t - A_t)^2 \right) / \left( \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (P_t - A_t)^2 \right), \quad J = \sqrt{J^2},$$

wobei P den prognostizierten, A den beobachteten Variablenwert, t = 1, ..., n die Stützperiode und t = n+1, ..., n+m die Prognoseperiode darstellen. Vgl. H. Wold, The Janus Coefficient: A Measure for the Accuracy of Prediction. In: H. Wold (Ed.), *Econometric Model Building*. Amsterdam 1964, S. 229ff.

Tabelle 5

**Prognosegenauigkeit<sup>1</sup> der endogenen Variablen mit beobachteten Werten für die exogenen Variablen**

1981 bis 1994

	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	Durchschnitt <sup>2</sup>
Erwerbstätige, in 1 000	a	201	89	185	-285	-477	325	454	-1217	-1611	-132	261	633	465	487
	b	-382	107	62	100	-197	229	173	-1362	-1598	257	445	559	372	457
	c	-152	77	-81	-306	-14	94	-5	-1261	27	107	91	17	53	171
Privater Verbrauch, real	d	-101	64	-30	-149	8	-2	-23	-1230	33	124	97	59	72	147
	a	-	0,3	-0,1	0,1	1,1	-0,9	2,2	-0,5	0,0	-0,1	0,9	2,0	0,2	0,7
	b	-	0,5	0,0	0,1	0,6	-0,1	1,6	-0,2	-0,2	0,2	2,3	0,8	-1,7	0,7
	c	-0,1	0,1	-0,1	-0,5	0,3	1,8	0,4	2,1	0,3	0,2	0,3	-0,8	-1,0	0,6
Anlageinvestitionen, real	d	-0,4	0,0	-0,1	-0,3	0,1	-0,3	0,0	-0,2	0,4	0,3	0,3	-0,9	-0,6	0,3
	a	-	-0,5	-0,5	0,1	0,8	0,5	-0,6	-2,2	-4,9	2,1	2,5	9,7	5,9	2,7
	b	-	-0,5	1,8	0,0	1,1	1,1	-0,3	-2,1	-2,3	1,9	3,2	8,6	3,3	2,1
	c	0,6	0,2	0,3	0,2	0,2	0,5	3,4	-1,2	-0,3	-0,5	2,7	4,8	1,9	1,4
	d	0,0	-0,2	0,2	-0,4	-0,3	0,2	-0,7	-0,7	0,1	0,4	2,2	2,8	1,8	0,8
Exporte, real	a	-	3,0	1,0	-0,3	0,7	0,2	1,1	-1,8	0,0	1,6	2,4	6,0	-2,5	1,6
	b	-	2,1	0,8	-0,3	0,6	1,1	1,6	-2,8	-0,5	2,9	1,1	5,9	0,9	1,6
	c	-1,1	-0,3	0,2	0,2	-0,3	0,1	0,8	-6,6	2,0	0,6	2,5	7,4	-0,5	1,6
Bruttosozialprodukt, real	d	-0,4	-0,1	0,3	0,1	-0,2	-0,2	-0,4	-2,6	1,7	3,0	0,1	0,8	0,3	0,8
	a	-	0,4	0,2	0,1	0,6	0,6	-0,1	-1,2	0,5	0,9	1,9	3,4	0,7	0,8
	b	-	0,1	0,4	0,1	0,5	0,6	0,3	-0,9	0,7	0,6	2,0	3,0	-0,2	0,7
	c	0,1	0,0	0,0	-0,2	-0,4	0,0	0,9	-1,1	0,2	0,4	1,4	1,5	0,3	0,5
	d	0,0	0,0	0,1	-0,3	0,1	-0,1	-0,4	-1,4	0,0	0,9	1,1	0,1	0,3	0,3
Preisindex des Privaten	a	-	0,2	0,3	0,1	-0,1	0,1	-0,8	-1,4	-0,4	0,0	-0,6	-0,2	-1,3	0,4
Verbrauchs	b	-	0,0	0,2	0,1	0,2	-0,1	0,0	-0,9	-0,2	0,0	-0,5	0,6	0,1	0,2
	c	-0,1	-0,1	-0,1	0,1	0,0	0,1	0,2	-0,6	-0,4	-0,1	0,1	0,1	0,0	0,2
	d	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0	0,1	-0,4	0,1	-0,1	0,1	0,1	0,1
Staatliches Defizit, in Mrd. DM	a	-	-16,5	-52,9	-21,2	-22,4	35,9	14,6	-28,8	42,7	14,3	-21,4	29,9	5,6	24,3
	b	-	-5,3	-38,0	3,1	-8,4	19,6	4,2	-22,3	-5,2	18,3	-22,8	29,7	6,7	14,9
	c	7,8	-19,4	-15,5	-2,2	-10,7	5,4	-2,3	-0,1	7,0	-7,7	-9,4	-4,9	-12,6	8,0
	d	-3,5	-11,4	-0,9	2,4	-2,6	3,0	-3,9	-6,5	7,1	-4,8	3,0	0,5	-3,9	4,1

Eigene Berechnungen. Es bedeuten a: Frühjahrsprognose des (Prognose-) Vorjahres; b: Herbstprognose des Vorjahres; c: Frühjahrsprognose des jeweiligen Jahres; d: Herbstprognose des jeweiligen Jahres. – <sup>1</sup>Prognostizierte abzüglich beobachtete Entwicklung. – <sup>2</sup>Durchschnitt der Absolutbeträge der Abweichungen.



Tabelle 6

<b>Janus Koeffizienten der Prognosen mit dem RWI-Konjunkturmodell<sup>1</sup></b>			
1989 bis 1993			
		A	B
Erwerbstätige, in 1 000	a	6,5	7,7
	b	14,1	12,5
	c	6,4	8,5
	d	12,1	19,6
Privater Verbrauch, real	a	2,2	1,0
	b	1,6	1,3
	c	1,5	1,3
	d	2,1	1,4
Anlageinvestitionen, real	a	3,5	3,7
	b	2,3	4,2
	c	2,1	2,5
	d	1,9	2,9
Exporte, real	a	2,3	1,6
	b	2,5	2,5
	c	4,9	4,0
	d	8,5	2,7
Bruttosozialprodukt, real	a	2,4	3,2
	b	3,8	3,6
	c	2,1	1,6
	d	3,6	3,1
Preisindex des Privaten Verbrauchs	a	1,2	0,8
	b	2,0	0,8
	c	0,5	0,6
	d	0,7	1,1
Staatliches Defizit, in Mrd. DM	a	5,1	5,2
	b	3,2	5,0
	c	0,7	1,4
	d	0,6	1,8

Eigene Berechnungen. Es bedeuten a: Frühjahrsprognose des (Prognose-) Vorjahres; b: Herbstprognose des Vorjahres; c: Frühjahrsprognose des jeweiligen Jahres; d: Herbstprognose des jeweiligen Jahres. – <sup>1</sup>Quotient aus den Prognosefehlern außerhalb der Stützbereiche bezogen auf die Fehler der *jeweils letzten* 8-Quartalsprognosen (A) bzw. *aller* 8-Quartalsprognosen (B) innerhalb der Stützbereiche. Den Fehlern liegen Veränderungsraten – als Jahreswerte – zugrunde; die Prognosen außerhalb des Stützbereichs wurden mit beobachteten Werten der exogenen Variablen erstellt.



die Fehler der exogenen Variablen unter denen der *ex post*-Werte liegen, lediglich im Falle der Preis- und der Defizitprognosen kehrt sich dieses Verhältnis z.T. um, wobei hier das niedrige Niveau der Fehler der *ex ante*-Prognosen nicht aus dem Auge verloren werden darf.

Insgesamt scheint die Prognoseleistung des RWI-Konjunkturmodells auch aus dieser Sicht wenig Anlaß für fundamentale Kritik zu bieten, erweist sie sich doch konkurrierenden Prognostikern wie der GD oder dem SVR als durchaus ebenbürtig bzw. überlegen (vgl. Tabelle 1). Mit Blick auf die Wirtschaftspolitik kann dies letztlich freilich kaum befriedigen, denn mit dem späten Erkennen der Abschwünge bleiben die Prognosen z.B. weit hinter den Erfordernissen einer antizyklischen Politik zurück.

## 6. Perspektiven

Die Erfahrungen mit dem RWI-Konjunkturmodell lassen neben einer Reihe von ermutigenden Zeichen auch etliche weiße Flecken erkennen – beide werden die weitere Arbeit an und mit dem Modell bestimmen. Hinzu kommt, daß empirische Arbeiten im allgemeinen und die mit ökonometrischen Modellen im besonderen ständig der Aktualisierung und Revision bedürfen. Dies gilt erst recht in Zeiten rapiden Wandels der empirischen Basis und bei einem Modell, das mit Blick auf seine empirische Fundierung, seinen theoretischen Eklektizismus und seine Prognoseorientierung – *truth vs. precision* – besonders schnell „altert“.

Darüber hinaus werden die Perspektiven des RWI-Konjunkturmodells von den künftigen Anforderungen an den Informationsgehalt, den Defiziten der theoretischen und empirischen Fundierung und natürlich den weiteren theoretischen und methodischen Entwicklungen bestimmt. Als restriktiv erweist sich bei all dem gegenwärtig die neue Datenbasis, die noch auf längere Zeit nicht nur kurz ist, sondern auch die Homogenität der alten westdeutschen Datenbasis vermissen lassen wird. Beides schränkt auch die Aussagekraft der Hypothesentests erheblich ein und steht auf absehbare Zeit einer grundsätzlichen Überarbeitung und ggf. Neuformulierung des Modells entgegen. Inwieweit die weitere Internationalisierung des Wirtschaftsgeschehens oder die Europäische Wirtschafts- und Währungsunion (EWWU) – namentlich im Bereich der Wirtschaftspolitik – diese Schwierigkeiten akzentuieren werden, ist offen<sup>60</sup>.

Größere Veränderungen der Anforderungen an den Informationsgehalt des Modells zeichnen sich nicht ab. Die Schwierigkeiten einer adäquaten Integration des monetären Sektors dürften angesichts der weiteren Liberalisierung und Globalisierung der Finanzmärkte und damit einhergehend einer weiteren Lockerung bislang fixer und heimisch bestimmter Entwicklungen deutlich zunehmen<sup>61</sup>. Die EWWU wird diese Schwierigkeiten zusätzlich vergrößern<sup>62</sup>. Der unmittelbare Nutzen eines internationalen Modells wurde oben zwar stark relativiert, gleichwohl darf die Frage mit Blick auf die weitere europäische Integration nicht aus dem Auge verloren werden.

Allgemeine Aussagen zur Verbesserung der empirischen Fundierung des Modells lassen sich nur schwer machen – die Problemfälle (Wohnungsbau, Vorratsveränderun-

---

60 Vgl. die Beiträge von Jahnke sowie Dieckmann und Westphal in diesem Band.

61 Vgl. dazu B. Bosworth, *Saving and Investment in a Global Economy*. Washington, D.C., 1993, S. 53ff.

62 Vgl. z.B. P. Kenen, *Economic and Monetary Union in Europe – Moving beyond Maastricht*. Cambridge 1995, S. 59ff.

gen) sind bekannt. Die Schwierigkeiten resultieren sowohl aus den vielfältigen wirtschaftspolitischen Interventionen und der wenig tragfähigen statistischen Basis, aber auch das Angebot der Theorie hält sich hier in engen Grenzen. Verbesserungen werden jedenfalls nicht leicht zu erzielen sein.

Eine Homogenisierung der theoretischen Basis erscheint – wie oben ausgeführt – weder möglich noch notwendig. Die Frage der adäquaten Modellierung der Erwartungsbildung verdient weitere Aufmerksamkeit, auch wenn gegenwärtig in Gestalt der „schwach rationalen“ (*Eckstein*) (adaptiven) Erwartungen, eine empirisch „befriedigende“ Lösung gefunden zu sein scheint. Experimente mit der „Vorwärtslösung“ des Modells gehören dazu ebenso wie die Untersuchung von einfacheren Formen, etwa durch Spezifizierung von *lead*-Strukturen<sup>63</sup>. Zu untersuchen ist auch, ob die Erklärungsgüte durch weitere Disaggregation, z.B. im Falle der Exportgleichung durch Unterscheidung von Waren- und Dienstleistungen, verbessert werden kann oder ob die Einflüsse der Staatsnachfrage durch Eliminierung der Zinsausgaben adäquater abgebildet werden können, von Respezifizierung notorisch unbefriedigender Erklärungen wie die der Wohnungsbauminvestitionen oder der Vorratsveränderungen ganz abgesehen.

Zu denken gibt es auch, daß das RWI-Konjunkturmodell, wie die Mehrzahl der makroökonomischen Modelle und die gegenwärtige Kurzfristanalyse hierzulande generell, fast ausschließlich Stromgrößen-determiniert ist und „Bestände“ – wenn man von entsprechenden Anpassungsprozessen<sup>64</sup> absieht – praktisch keine Rolle spielen. Hier besteht, z.B. im Bereich des Privaten Verbrauchs, Klärungsbedarf. Angesichts seines großen Gewichts und der bescheidenen Erklärungsgüte stellt dieses Aggregat ohnehin einen wichtigen Ansatzpunkt für weitere Arbeiten dar – von der Disaggregation nach Einkommensarten bis hin zu der Frage, ob nicht die Erklärung der Sparquote<sup>65</sup> und die residuale Bestimmung des Privaten Verbrauchs ein erfolgversprechenderer Ansatz wäre.

Was die empirischen Perspektiven betrifft, so mag die Prognosegenauigkeit, verglichen z.B. mit der von GD oder Sachverständigenrat, wenig Anlaß zu besonderer Kritik geben. Die in allen Fällen unbefriedigende Erklärung der Dynamik der Auf- und Abschwungprozesse bedarf gleichwohl der Erklärung und Verbesserung. Das bedeutet eine genauere Analyse der zyklischen Sensitivität und Dynamik des Modells, wobei gleichermaßen die relationalen wie die intra- und interzyklischen Reaktionen der einzelnen Variablen zu betrachten sind<sup>66</sup>. Inwiefern zu diesem Zweck vom bisherigen primär ökonomischen Charakter des Modells abgewichen und durch Verwendung vorauslaufender Indikatoren zu einem *hybriden* Modelltyp übergegangen werden muß, soll im Zusammenhang mit der Integration von vorauslaufenden Indikatoren im Produktions- und Investitionsbereich überprüft werden; die bisherigen Ergebnisse im

---

63 Vgl. z.B. R. C. Fair, S. 88ff.

64 Explizite stock-adjustment-Modelle spielen in der gegenwärtigen Fassung des Modells keine Rolle.

65 Vgl. B. Bosworth, S. 62; F. Modigliani, Introduction. In: A. Heertje (Ed.), *World Savings – an International Survey*. Oxford 1993, S. 1ff.

66 Vgl. dazu im einzelnen z.B. Projektantrag B3 im Rahmen des SFB 475, *Komplexitätsreduktion in multivariaten Datenstrukturen*. Universität Dortmund 1996, S. 225ff.

Bereich des Privaten Verbrauchs waren, wie erwähnt, nicht ermutigend. Eine hohe Priorität verdient mit Blick auf die Erfahrungen in den Vereinigten Staaten und angesichts der stark handlungsorientierten Ausrichtung des Modells die Integration von Monatsdaten, z.B. in Gestalt von *bridge equations*<sup>67</sup>, ohne damit zu übersehen, daß dies mit einer stärkeren mittelfristigen Orientierung des Modells konfligiert. Schließlich ist auch an generelle methodische Innovationen wie die Untersuchung der Kointegrationsbeziehungen<sup>68</sup>, des *encompassing approach*, aber auch an alternative Schätzverfahren und stochastische Simulation zu denken, wobei freilich die zur Verfügung stehenden Ressourcen enge Grenzen setzen und die Erwartungen nicht allzu hoch sein sollten. Ohne Frage bedarf die bisherige eher mechanistische Behandlung des Problems des makroökonomischen Reaktionenwandels der Überprüfung. In erster Linie ist dabei freilich die ökonomische Theorie gefordert.

---

67 Vgl. z.B. P.H. Müller and D.M. Chin, Using Monthly Data to Improve Quarterly Model Forecasts. „Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review“, vol. 20 (1996), no. 2, S. 16ff.

68 Vgl. die Beiträge von Wolters und Hansen in diesem Band.





# **Deutsche Einheit und europäische Integration im Spiegel eines makroökonomischen Modells: Ein Bericht über das SYSIFO-Modell**

Von Oliver Dieckmann und Uwe Westphal<sup>1</sup>

## **1. Einleitung**

Nichts fürchten Modellentwickler und -anwender mehr als erhebungstechnisch bedingte Brüche in den Zeitreihen, sprunghafte Veränderungen im Verhalten der Wirtschaftseinheiten oder eine neue Abgrenzung des Untersuchungsgebiets. Der deutsch-deutsche Einigungsprozeß hat uns mit allen drei Problemen gleichzeitig konfrontiert, bei fortschreitender europäischer Integration sind vergleichbare Probleme auch am Ende der neunziger Jahre zu erwarten. Um so wichtiger erscheint es, aus den Erfahrungen der deutschen Einheit zu lernen und rechtzeitig Überlegungen über die Berücksichtigung des europäischen Integrationsprozesses in makroökonomischen Modellen anzustellen. Dazu gilt es zunächst, sich die Herausforderungen in Erinnerung zu rufen, mit denen sich Entwickler und Anwender makroökonomischer Modelle am Beginn der neunziger Jahre konfrontiert sahen:

- Das Wirtschaftsgebiet wurde durch den Beitritt der DDR-Länder in einem Umfang erweitert, der weit über das Maß hinausging, bei dem eine Einordnung als *quantité négligeable* noch vertretbar gewesen wäre.
- Der Ersatz der DDR-Statistik durch die westdeutschen Erhebungskonzepte und -methoden führte zu einem Bruch im statistischen Material, der sich durch Tricks wie Verkettungsfaktoren usw. allenfalls zeitweilig und dann auch nur notdürftig überwinden ließ.
- Die Ablösung der Verwaltungswirtschaft durch grundsätzlich marktwirtschaftliche Regelungen, die Umstellung der Währung und die Öffnung der Märkte für westliche Produkte hatten zu neuen Verhaltensweisen der Wirtschaftseinheiten in Ostdeutschland geführt, und dieser Anpassungsprozeß dauert noch an.

Während es zum erstgenannten Aspekt im Rahmen der europäischen Integration kein Pendant geben wird, finden die beiden anderen Aspekte durchaus ihr Gegenstück: Die

---

1 Noch vor der Fertigstellung des Beitrags verstarb am 16. Dezember 1996 Prof. Dr. Uwe Westphal nach langer schwerer Krankheit. Die Abschlußarbeiten oblagen deshalb seinem Koautor, der die alleinige Verantwortung für etwaige Mängel trägt.

Einführung einer neuen Währung und die Übernahme wirtschaftspolitischer Verantwortung durch eine zentrale Instanz der Europäischen Union (EU), die Europäische Zentralbank, wird eine Fortführung der vertrauten nationalen Statistiken erschweren bzw. unmöglich machen. So werden z.B. Teile der bisherigen Währungsreserven der nationalen Notenbanken abrupt zu inländischen Aktiva, Geldmengenaggregate werden sich national nicht mehr messen lassen, Offenmarktpolitik wird auch Papiere ausländischer Emittenten betreffen. Zudem werden die gravierenden Änderungen innerhalb der Währungsunion das Verhalten der Wirtschaftssubjekte erheblich beeinflussen, und das nicht erst vom Tage der Einführung der gemeinsamen Währung an. Zu erwarten ist demnach, daß es lange dauern wird, bis sich über einen hinreichend langen Zeitraum stabile Verhaltensweisen beobachten lassen.

In einer solchen Zeit des Umbruchs tut man sich schwer mit ökonometrischen Modellen, die auf der Kontinuität im ökonomischen Verhalten und auf der Kontinuität in der statistischen Erhebung basieren. Es wäre jedoch falsch, wollte man angesichts der konkreten Schwierigkeiten auf die grundsätzliche Unbrauchbarkeit ökonometrischer Modelle als Analyse-Instrument schließen. Zum einen: Sämtliche Methoden der empirischen gesamtwirtschaftlichen Analyse (iterative Systemprognose, Zeitreihenverfahren usw.), nicht nur ökonometrische Modelle, sind von der doppelten Kontinuität abhängig. Zum anderen, und das ist der entscheidende Punkt: In der Zeit des Umbruchs sind zwei Eigenschaften eines gesamtwirtschaftlichen Analyseinstruments besonders gefragt: Es sollte zumindest die buchhalterische Konsistenz der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) wahren, und es sollte flexibel genug sein, neue Informationen über verändertes Verhalten von Regierung und privatem Sektor schnell zu integrieren und dessen Implikationen abzuschätzen. Unter diesen Gesichtspunkten kann ein geschickt formuliertes ökonometrisches Modell der iterativen Systemprognose als Analyseinstrument durchaus überlegen sein.

Im folgenden geben wir zunächst einen knappen Überblick über die bisherige Entwicklung des SYSIFO-Modells. Es folgt ein Bericht über Erfahrungen mit der Einbeziehung der neuen Bundesländer in das Modell. Die Perspektiven für die Berücksichtigung der europäischen Integration ergeben sich zum einen aus den bisherigen Erfahrungen, zum anderen aus bereits absehbaren Entwicklungen der Datenverfügbarkeit sowie des institutionellen Rahmens. Die Möglichkeiten der Modellanalyse werden in einer Simulation der Effekte einer steuerfinanzierten Senkung der Lohnnebenkosten geschildert. Eine Zusammenfassung sowie Überlegungen zu den Perspektiven makroökonomischer Modelle der Bundesrepublik stehen am Ende des Beitrags.

## 2. Die Entwicklung des SYSIFO-Modells im Überblick

Die Entwicklung des SYSIFO-Modells erfolgte seit der ersten Hälfte der siebziger Jahre durch Hansen und Westphal<sup>2</sup>. Seit dieser Zeit ist das Modell in verschiedenen

---

2 Vgl. G. Hansen und U. Westphal (Hrsg.), *SYSIFO – Ein ökonometrisches Konjunkturmodell für die Bundesrepublik Deutschland*. Frankfurt a.M. 1983.

Formen in internationalen Projekten genutzt worden z.B. in einem Vergleich der französischen und der deutschen Volkswirtschaft<sup>3</sup>, innerhalb des Modellverbands „Eurolink“ der Europäischen Gemeinschaft und seit Anfang der achtziger Jahre als deutscher Beitrag zum internationalen Modellverbund „Project LINK“ der Vereinten Nationen. National ist das Modell vor allem durch die Mitarbeiter der SYSIFO-Forschungsgruppe eingesetzt worden, in den letzten zehn Jahren darüber hinaus von Modellkunden außerhalb der Universität. In dieser Zeit ist das Modell stets den sich wandelnden Anforderungen angepaßt worden. Ohne einen detaillierten modellhistorischen Bericht vorzulegen, wird dieser Wandel bereits an der Entwicklung der Modellgröße deutlich.

Mit der Umstellung vom selbstentwickelten Programmpaket auf die TROLL-Software in der ersten Hälfte der achtziger Jahre wurde auf die sektorale Disaggregation und einige Details der Abbildung von Institutionen verzichtet. Dadurch entstand ein besonders kompaktes Modell mit ungefähr 400 Gleichungen. Dieses bildete im Jahr 1988 die Grundlage für die erste Lehrversion für Personal Computer (381 Gleichungen, davon 86 Regressionsgleichungen). Studenten bekamen nun nicht länger nur EDV-Ausdrucke mit Ergebnissen, sie konnten im PC-Dialog wirtschaftspolitische Analysen durchführen und Daten für Planspiele und Analysen abfragen. Allerdings war es nur durch erhebliche Beschränkungen des Modellumfangs möglich gewesen, diesen Schritt zu vollziehen, denn das Modell mußte Platz finden auf zwei 5¼-Zoll-Disketten mit je 360 Kilobyte Kapazität. Das wachsende Interesse an Analysen der sektoralen Entwicklung und der Staatstätigkeit sowie der Wegfall bisheriger EDV-Beschränkungen führten Ende der achtziger Jahre zu einer erneuten Ausweitung des Modells. Durch den Aufbau eines detaillierten Staatssektors und die Disaggregation der Produktionsseite auf der Grundlage der Input-Output-Tabelle von 1986 entstand ein SYSIFO-Modell mit etwa 1 000 Gleichungen für Westdeutschland (davon etwa 300 Regressionsgleichungen). Der Modellausbau mußte bereits im Jahr 1990 durch die Einbeziehung der ostdeutschen Volkswirtschaft fortgesetzt werden. Dies geschah zunächst auf der Grundlage einer fiktiven Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW), später mit ersten verfügbaren Daten über die dortige wirtschaftliche Entwicklung. Inzwischen wird das Beitrittsgebiet institutionell zum Teil bereits sehr detailliert abgebildet, anstelle von Verhaltensgleichungen beschreiben allerdings Quotengleichungen die wichtigsten makroökonomischen Zusammenhänge. Das SYSIFO-Modell des Jahres 1996 (Version 3.2p) besteht aus 1 368 Gleichungen, davon ungefähr ein Fünftel Regressionsgleichungen, sowie knapp 2 000 Zeitreihen. Es berücksichtigt für Westdeutschland die Input-Output-Verflechtungen des Jahres 1990 für 13 Produktionssektoren. Der ostdeutsche Modellblock hat einen Anteil von einem Viertel an den Modellgleichungen.

Wesentliche Elemente des aktuellen Modells werden in der Dokumentation der Version 3.2 beschrieben<sup>4</sup>. Das Modell existiert in einer Lehr- sowie in einer professionellen Vollversion. Die Lehrversion ermöglicht es, vergangenheitsbezogene Analysen

---

3 Vgl. G. de Ménil and U. Westphal (Eds.), *Stabilization Policy in France and the Federal Republic of Germany*. Amsterdam 1985.

4 Vgl. O. Dieckmann und U. Westphal, *SYSIFO – Ein ökonomisches Modell der deutschen Volkswirtschaft (Modellbeschreibung)*. Hamburg 1995.

mit einem einfachen Multiplikatormodell zu beginnen und dann schrittweise weitere Teile des Modells in die Analyse einzubeziehen<sup>5</sup>. Die Lehrversion wird darüber hinaus für die Durchführung von Planspielen verwendet. Nur die Vollversion läßt sich jedoch für Prognosen und zukunftsgerichtete Analysen nutzen; sie wird an der Universität Hamburg und im Rahmen des „Project LINK“ der Vereinten Nationen eingesetzt. Wirtschaftspolitische Analysen sowie Konjunkturprognosen für die deutsche Volkswirtschaft werden von den Mitarbeitern des Instituts für Wachstum und Konjunktur (vormals Sozialökonomisches Seminar) an der Universität Hamburg erstellt, das von Prof. Dr. Uwe Westphal geleitet wird. Gegenstand der Modellanalysen waren in den letzten Jahren bzw. sind z.B. die Geldpolitik nach der Herstellung der deutschen Einheit<sup>6</sup>, die Vermögensabhängigkeit und die Stabilität der Geldnachfrage<sup>7</sup>, die Konversion und eventuelle Friedensdividende in der Bundesrepublik<sup>8</sup> sowie die gesamtwirtschaftlichen Effekte einer Veränderung der deutschen Steuerstruktur<sup>9</sup>. Daneben liegen halbjährlich Prognosen für die deutsche Volkswirtschaft vor<sup>10</sup>. Die auf Anfrage verfügbaren Daten der SYSIFO-Datenbank bilden zugleich die Grundlage für zahlreiche Untersuchungen. Die Lehrversion wird u.a. an der Universität Hamburg eingesetzt, um Studenten mit der quantitativen Analyse vertraut zu machen, z.B. in Veranstaltungen über „Makroökonomische Modelle“ (Dieckmann im Sommersemester 1996) oder zur „Konjunkturanalyse“ (Westphal im Wintersemester 1995/96).

Außerhalb der SYSIFO-Arbeitsgruppe an der Universität Hamburg ist das SYSIFO-Modell in Beiträgen Externer evaluiert und zur Politikanalyse eingesetzt worden. Häufig waren daran ehemalige Mitglieder der Arbeitsgruppe beteiligt, die mit dem Modell vertraut sind<sup>11</sup>. Darüber hinaus haben auch andere das Modell genutzt, vor allem zur Analyse des deutschen Arbeitsmarktes<sup>12</sup>.

- 
- 5 Vgl. auch U. Westphal, unter Mitarbeit von O. Dieckmann und J. Wiswe, Arbeitsbuch zur angewandten Makroökonomik. Hamburg 1993; U. Westphal, Makroökonomik – Theorie, Empirie und Politikanalyse. 2. Auflage, Berlin 1994.
  - 6 Vgl. O. Dieckmann and G. Stark-Veltel, German Unification and EMS Leadership. „A.E.S. Best Papers Proceedings“, vol. 3 (1993), no. 1, S. 55ff.
  - 7 Vgl. S. Kuhnert und U. Westphal, Geldpolitik und Preisentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland: eine disaggregierte Analyse. In: D. Duwendag (Hrsg.), Neuere Entwicklungen in der Geldtheorie und Währungspolitik. (Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F. Band 235.) Berlin 1995.
  - 8 Vgl. B. Bloching und M. Busse, Military Conversion in Germany: Is There a Peace Dividend? (University of California at Berkeley, Center for Western European Studies Working Paper Series, no. 4.) Berkeley 1995; B. Bloching und M. Busse, Conversion in Germany: The Macroeconomic Impact. In: N.P. Gleditsch u.a. (Eds.), The Peace Dividend. (Contributions to Economic Analysis, vol. 235.) Amsterdam 1996.
  - 9 Vgl. O. Dieckmann und U. Westphal, Macroeconomic Effects of Tax Restructuring in Germany: Simulations Using the SYSIFO Model. Diskussionspapier für das International Symposium on Economic Modeling an der University of London, 23. bis 25. Juli 1997.
  - 10 Vgl. z.B. O. Dieckmann, Economic Outlook for Germany, 1994–97. Diskussionspapier für das Project LINK Fall Meeting an der Universität Salamanca, September 1994; U. Westphal, Economic Outlook for Germany, 1995–98. Diskussionspapier für das Project LINK Spring Meeting in New York, März 1995; N. Lemmer, Country Report: Germany. Diskussionspapier für das Project LINK Fall Meeting in Lausanne, Oktober 1996.
  - 11 Vgl. z.B. H.-J. Krupp und K. Cabos, Geldpolitik und Beschäftigung. In: B. Gahlen u.a. (Hrsg.), Arbeitslosigkeit und Möglichkeiten ihrer Überwindung. Tübingen 1996, S. 363ff.
  - 12 Aufgrund der zeitlichen bzw. räumlichen Beschränkung dieses Beitrags kann nicht auf alle Analysen eingegangen werden, die mit dem SYSIFO-Modell erstellt wurden. So gibt es z.B. eine große Zahl

### 3. Die Berücksichtigung der Deutschen Einheit: ein Blick zurück

Die deutsche Einheit erforderte im Jahre 1990 die Erweiterung des bis dahin auf die alten Bundesländer beschränkten Modells. Dazu waren Anpassungen des westdeutschen Modellblocks, die Entwicklung eines Teilmodells für Ostdeutschland sowie die Schaffung eines Verbindungssegments nötig. Aus mehreren Gründen war und ist diese Erweiterung jedoch schwierig:

- Strukturkonstanz: Die deutsche Einheit hat in Ostdeutschland einen Transformationsprozeß eingeleitet, der stabile Verhaltensmuster der Wirtschaftssubjekte (Verbraucher, Unternehmen) nahezu *ex pressis verbis* ausschließt. Schon deshalb kann es keine verlässlich geschätzten Verhaltensgleichungen geben.
- Datenqualität: Erst nach der Herstellung der deutschen Einheit hat eine statistische Berichterstattung über die neuen Bundesländer und Ost-Berlin begonnen, die den Anforderungen für die Entwicklung eines makroökonomischen Modells zumindest teilweise genügt. Demnach ist das statistische Material noch lückenhaft und teilweise wenig verlässlich.

In der Spezifikation des SYSIFO-Modells hinterlassen diese Probleme der ersten Anpassungsphase noch deutliche Spuren. Zudem treten neue Probleme der zweiten Anpassungsphase hinzu: Je weiter die beiden Teile Deutschlands zusammenwachsen, desto geringer wird das Angebot an verlässlichen und hinreichend weit disaggregierten Angaben für die west- und die ostdeutschen Bundesländer:

- Monetäre Statistik: Unmittelbar durch die Einführung der D-Mark lagen bereits seit Mitte 1990 keine separaten monetären Statistiken für West- und Ostdeutschland mehr vor. Die monetären Statistiken enthalten seither Angaben über Gesamtdeutschland, Geldnachfragefunktionen wurden entsprechend um einen erst ab Mitte 1990 wirksamen Teil erweitert. Im monetären Sektor des SYSIFO-Modells ist die deutsche Einheit folglich am weitreichendsten berücksichtigt worden.
- Finanzstatistik: Nach dem Beitritt war es nicht mehr möglich, das Aufkommen einiger reiner Bundessteuern West- und Ostdeutschland zuzuordnen, z.B. das der Mineralöl- und Tabaksteuer. Wichtige andere Steuern ließen sich dagegen weiterhin dem alten Bundesgebiet oder dem Beitrittsgebiet zuordnen. In diesem Bereich folgt das Modell dem Stand der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung: Genau wie für die öffentlichen Haushalte (Gebietskörperschaften, Sozialversicherungsträger) erfolgt die getrennte Buchführung. Folglich mußte für einige Steuern eine approximative Aufteilung gewählt werden, meist geschah dies

---

interessanter Analysen, die im Rahmen von Seminar- und Diplomarbeiten angefertigt wurden. Auch liegen in Hamburg Analysen vor, in denen Mitarbeiter des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung Ergebnisse ihrer Simulationsanalysen mit dem SYSIFO-Modell beschreiben, z.B. A. Barth und W. Klauder, Arbeitsmarkttendenzen bis zum Jahr 2000: Ergebnisse auf Basis eines makroökonomischen Modells. In: Wachstumsperspektiven in den neunziger Jahren. (Beihefte der Konjunkturpolitik, Nr. 42.) Berlin 1994, S. 55ff.; W. Klauder, P. Schnur und G. Zika, Wege zu mehr Beschäftigung – Simulationsrechnungen bis zum Jahr 2005 am Beispiel Westdeutschland. (IAB-Werkstattbericht, Nr. 5/1996.) Nürnberg 1996.

durch Extrapolation oder Projektion des westdeutschen Aufkommens und die Bestimmung des ostdeutschen Aufkommens als Residualgröße.

- Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung: Angesichts der nun offenen innerdeutschen Grenzen waren Angaben über den innerdeutschen „Außenhandel“ schnell mit erheblichen Risiken behaftet. Die Einstellung der Veröffentlichung einer für Ost- und Westdeutschland getrennten tief disaggregierten Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung durch das Bundesamt Anfang 1995 macht die Fortführung der in vielen Modellteilen gewählten Trennung der Wirtschaftsgebiete zunehmend unmöglich.
- Input-Output-Tabelle: Der angekündigte Verzicht auf die separate Erstellung west- und ostdeutscher Input-Output-Tabellen erfordert in absehbarer Zeit die Abbildung der Produktionsverflechtung für das gesamte Wirtschaftsgebiet. Allerdings konnte das Bundesamt die bisherigen Zeitpläne – angekündigt war eine vorläufige gesamtdeutsche Input-Output-Tabelle bereits für Ende 1995 – nicht einhalten, so daß ungewiß ist, wann verlässliche Angaben über gesamtdeutsche Verflechtungen vorliegen werden. Dadurch wird es erhebliche Unsicherheiten in der Entstehungsrechnung und auf der Produktions- bzw. Angebotsseite sowie in der Bestimmung von Erzeuger- und Endverwendungspreisen geben.

Die in der andauernden Anpassungsphase zu bewältigenden Probleme machen die Entwicklung eines makroökonomischen Modells zu einer fortwährenden Herausforderung. Insofern kann ein Bericht über die Abbildung Ostdeutschlands immer nur vorläufig sein. Im Mittelpunkt des Teilmodells für Ostdeutschland stehen die Identitäten der Verwendungs- und der Verteilungsseite des Sozialprodukts – bis hin zu den Definitionsgleichungen für die Finanzierungssalden des Staates, der privaten Haushalte und der Unternehmungen. Der Aufbau der Gesamtrechnung entspricht weitgehend dem westdeutschen Muster: Unterteilung der privaten und staatlichen Investitionen in Ausrüstungs-, Bau-, Wohnungsbau- und Lagerinvestitionen, Disaggregation der Aus- und Einfuhr nach Gütern (Waren, Erwerbseinkommen, Dienstleistungen) und Regionen (Ausland und Westdeutschland), Aufgliederung der staatlichen Einnahmen in Arbeitnehmer- und Arbeitgeberbeiträge, direkte und indirekte Steuern sowie empfangene Übertragungen. Die Details dieser Identitäten entsprechen denen für Westdeutschland.

Über diese rein buchhalterischen Zusammenhänge hinaus umfaßt das ostdeutsche Submodell eine größere Zahl einfacher Verhaltensgleichungen. So werden die in vier Gütergruppen disaggregierten realen Konsumausgaben der privaten Haushalte als proportional zum realen verfügbaren Einkommen angenommen. Die Proportionalitätsfaktoren entsprechen den in der Vergangenheit tatsächlich beobachteten Ausgabenquoten. In zukunftsorientierten Analysen werden diese Faktoren auf dem letzten Stand fortgeschrieben – es sei denn, daß externe Informationen für eine Veränderung des Ausgabeverhaltens in der Zukunft sprechen. In ähnlicher Weise wird das Aufkommen der verschiedenen Sozialbeiträge und der Steuerarten in einfachster Weise modelliert. So ergeben sich z.B. die Arbeitnehmerbeiträge zur Rentenversicherung als Produkt aus der ostdeutschen Bruttolohn- und -gehaltssumme, einem Proportionalitätsfaktor und dem halben bundeseinheitlichen Beitragssatz zur Rentenversicherung für Arbeiter und

Angestellte. Durch die explizite Berücksichtigung der Beitrags- und Steuersätze wird deren Einfluß auf die Staatseinnahmen erfaßt. Im Falle der staatlichen Transferleistungen werden die Ausgaben – sofern es die Datenlage erlaubt – auf die Zahl der Leistungsempfänger und die durchschnittliche Höhe der empfangenen Leistungen zurückgeführt.

Soweit es um den privaten Verbrauch, das Steuer- und Beitragsaufkommen sowie die Transferleistungen geht, kann man das Modul für die ostdeutsche Wirtschaft als ein disaggregiertes keynesianisches Multiplikatormodell charakterisieren, in dem die realen Exporte, Investitionen und Staatsausgaben für Waren und Dienste zunächst als exogene Variable geführt werden. Ergänzt werden diese Zusammenhänge durch Annahmen über die Preis- und Lohnentwicklung. Grundsätzlich wird Ostdeutschland im Vergleich zu Westdeutschland als kleine offene Volkswirtschaft aufgefaßt: Der Anstieg der Preise und Löhne in Westdeutschland determiniert die Entwicklung in Ostdeutschland. Allerdings wird für das Preisniveau jeder Gütergruppe in Ostdeutschland wiederum ein Proportionalitätsfaktor eingeführt, der in zukunftsorientierten Analysen in der Regel auf dem aktuellen Stand fortgeschrieben wird. Von dieser Regel gibt es allerdings zwei wichtige Ausnahmen: Löhne und Mieten. In diesen beiden Fällen muß der Anwender die zukünftige Entwicklung des Proportionalitätsfaktors vorgeben, um die Geschwindigkeit der erwarteten Anpassung der ostdeutschen Löhne und Mieten an das westdeutsche Niveau zu berücksichtigen.

Auch sechs Jahre nach der Herstellung der deutschen Einheit weist die ostdeutsche Wirtschaft immer noch einen negativen Außenbeitrag in erheblicher Größenordnung auf: Infolge der unzureichenden Wettbewerbsfähigkeit bleibt die Inlandsproduktion weit hinter der durch westdeutsche Transferleistungen forcierten Ausweitung der Inlandsnachfrage zurück. Für die Zukunft ist damit zu rechnen, daß die hohen privaten und staatlichen Investitionen eine Angleichung der ostdeutschen Arbeitsproduktivität an das höhere westdeutsche Niveau bewirken; mit der daraus folgenden relativen Senkung der Lohnstückkosten wird die Wettbewerbsfähigkeit steigen und die Produktion Ostdeutschlands ausgeweitet werden können. Diese Zusammenhänge zwischen Investitionen, Produktivität, Wettbewerbsfähigkeit und Inlandsproduktion lassen sich für eine Volkswirtschaft im Transformationsprozeß nicht verläßlich beschreiben. In zukunftsorientierten Szenario-Analysen können diese Interdependenzen aber auch nicht vernachlässigt werden. In der Prognose-Version des Modells werden deshalb die Interdependenzen in grober Weise modelliert, also derart, daß der Anwender einen breiten Spielraum hat, um Expertenurteile z.B. über die Produktivitätsentwicklung zu integrieren.

Ausgangspunkt der Überlegungen ist die Unterscheidung des Kapitalstocks in einen alten „sozialistischen“ Teil mit seiner spezifischen Kapitalproduktivität und einen neuen „kapitalistischen“ Teil mit einer eigenen Kapitalproduktivität. Durch die Multiplikation des jeweiligen Kapitalstocks und der Kapitalproduktivität erhält man das „sozialistische“ und das „kapitalistische“ Produktionspotential Ostdeutschlands. Im Zeitverlauf wird der alte Kapitalstock weiter verschrottet und der neue Kapitalstock durch fortlaufende Investitionen anwachsen. Mit schwindender Bedeutung des „sozialistischen“ Produktionspotentials am gesamten Produktionspotential wird sich deshalb die ostdeutsche Arbeitsstundenproduktivität von unten an das westdeutsche

Niveau annähern. Entsprechend wird die ostdeutsche Arbeitsstundenproduktivität erklärt durch die aktuelle westdeutsche Größe sowie das innerdeutsche Produktionsgefälle bezogen auf den verbleibenden Anteil des „sozialistischen“ Kapitalstocks. Datenengpässe zwingen dazu, den Kapitalstock auf den privaten Sektor ohne Wohnungsvermietung zu beziehen und im Hinblick auf die Angleichung der Arbeitsproduktivität fünf Sektoren zu unterscheiden: Landwirtschaft, Produzierendes Gewerbe, Handel und Verkehr, sonstige Dienstleistungen und private Haushalte.

Die Entwicklung der Arbeitsproduktivität ist in zweierlei Hinsicht von Bedeutung: für den Umfang der Beschäftigung bei gegebener Höhe der Produktion und für die Wettbewerbsfähigkeit, also für die Produktion, bei gegebener Höhe der Stundenlöhne. Als Indikator für die Wettbewerbsfähigkeit der ostdeutschen Wirtschaft dient das Verhältnis der – um die Subventionen reduzierten – Lohnstückkosten in West- und Ostdeutschland. Dabei werden die Lohnstückkosten jeweils berechnet aus den Einkommen aus unselbständiger Arbeit abzüglich Subventionen und staatlicher Personalausgaben bezogen auf die Bruttowertschöpfung des privaten Sektors ohne Wohnungsvermietung.

Mit steigender Wettbewerbsfähigkeit wird es den ostdeutschen Unternehmen gelingen, einen größeren Teil der Endnachfrage aus eigener Produktion zu befriedigen. Um diese Konzeption technisch umzusetzen, folgt die Abbildung Ostdeutschlands in diesem Bereich der Westdeutschlands: Aufgrund grober Informationen über Input-Output-Zusammenhänge wird das sektorale Güteraufkommen (heimische Produktion plus Importe) bestimmt, das zur Befriedigung einer bestimmten Endnachfrage notwendig ist. Die Produktion eines Sektors wird dann durch dessen Güteraufkommen sowie eine sektorspezifische „Eigenversorgungsquote“ determiniert, die mit verbesserter Wettbewerbsfähigkeit zunimmt. Die Entwicklung dieser Quote wiederum wird innerhalb des Modells bestimmt und zwar durch den bereits vorgestellten Indikator für die ostdeutsche Wettbewerbsfähigkeit, die Eigenversorgungsquote in der Ausgangssituation sowie die in dem jeweils betrachteten Sektor erreichte Anpassung an die westdeutschen Verhältnisse. Letzteres ermöglicht es, Expertenurteile über die neuen Bundesländer einzubeziehen.

#### **4. Die Einbeziehung der Europäischen Integration: ein Blick voraus**

Die Anfänge der europäischen Integration liegen zwar weit vor dem Entstehungsjahr des SYSIFO-Modells, einen qualitativen und quantitativen Schub, der für die Entwicklung eines makroökonomischen Modells bedeutsam ist, gab es jedoch vor allem in den neunziger Jahren. Der Eintritt in den Binnenmarkt der Europäischen Union im Jahre 1992 entsprechend der Einheitlichen Europäischen Akte sowie die Ratifizierung des Vertrages von Maastricht über die Schaffung einer Wirtschafts- und Währungsunion (EWWU) sind die herausragenden Elemente dieses intensivierten Integrationsprozesses. Binnenmarkt und Währungsunion hatten bzw. haben auch Konsequenzen für die Entwicklung nationaler makroökonomischer Modelle:

- EU-Binnenhandel: Die Abschaffung der Grenzen für den Handel mit Waren und Dienstleistungen sowie für Kapital und Personen (Grundfreiheiten) hat die



Verlässlichkeit der Daten über den Außenhandel stark beeinträchtigt und zeitweilig zu erheblichen Revisionen geführt. Zusätzliche Probleme entstanden durch den von der Bundesbank im März 1995 eingeführten neuen Aufbau der Zahlungsbilanzstatistik (Trennung von Dienstleistungen und Faktoreinkommen, Trennung von laufenden und Vermögensübertragungen, neue Definition der Leistungsbilanz).

- Harmonisierte Statistik: In Vorbereitung der Wirtschafts- und Währungsunion sowie in Umsetzung bereits länger geplanter Programme bemühen sich das Statistische Amt der Europäischen Union (Eurostat) sowie die nationalen statistischen Ämter um die Erstellung zumindest innerhalb der EU vergleichbarer statistischer Indizes<sup>13</sup>. Arbeitslosenquoten und Verbraucherpreise stehen dabei im Mittelpunkt des Interesses. Ein Beispiel für den Umstellungsbedarf im Zuge der europäischen Integration liefert die nun begonnene Harmonisierung der Verbraucherpreisindizes. Die Vorgabe des Maastrichter Vertrages zur einheitlichen Messung der Preisstabilität hat die Angleichung der nationalen Konsumentenpreisindizes beschleunigt. Inzwischen hat Eurostat mit der Veröffentlichung sog. Interimsindizes begonnen, diese allerdings zunächst rückwirkend nur für die Jahre 1994 und 1995 vorgelegt, so daß eine lange Reihe in den nächsten Jahren nicht verfügbar sein wird. Da die Abweichung zwischen dem Index des Statistischen Bundesamtes und dem Interimsindex für Deutschland jedoch zumindest im Jahre 1995 bei maximal 0,4 vH-Punkten lag, ist die unmittelbare Bedeutung der Umstellung eher gering. Allerdings gibt es zusätzlich den indirekten Effekt durch die Abweichungen in den anderen Mitgliedstaaten der EU, die zum Teil deutlich größer sind – z.B. bis zu 0,9 vH-Punkten in den Niederlanden und 0,6 vH-Punkten im Vereinigten Königreich. Diese Differenzen in den Daten für die wichtigsten Außenhandelspartner führen zu Ungenauigkeiten in den gewichteten internationalen Preisindizes. Für die Datenbank eines Modells ist die Aussicht auf die Verfügbarkeit international vergleichbarer Daten allerdings äußerst vielversprechend.
- EWU-Vorbereitung: Die zunehmende Gewißheit bezüglich des Beginns der Europäischen Währungsunion Anfang 1999 bei gleichzeitiger Unsicherheit über den Kreis der Teilnehmerstaaten beeinflußt die Finanzmärkte bereits weit vor dem angestrebten Beginn der Währungsunion. So haben sich die Zinsdifferenzen in der ersten Hälfte der neunziger Jahre sowohl nominal als auch real deutlich verringert. Da auch die Entwicklung des monetären Sektors in der Bundesrepublik von diesen Vorzieheffekten betroffen ist, haben die durch die europäische Integration entstandenen bzw. entstehenden Herausforderungen die Entwickler makroökonomischer Modelle bereits erreicht. Gleiches gilt für die Erstellung wirtschaftspolitischer Analysen und gesamtwirtschaftlicher Prognosen.
- EWU-Beginn: Die Einführung des Euro wird das Ende nationaler monetärer Statistiken einleiten. National werden sich weder monetäre Aggregate noch

---

13 Vgl. Y. Franchet, Funktion der Statistik bei der europäischen Integration. „Allgemeines Statistisches Archiv“, Jg. 79 (1995), S. 18ff.; B. Meganck, Was bleibt von der nationalen Statistik nach Herstellung der Wirtschafts- und Währungsunion? „Allgemeines Statistisches Archiv“, Jg. 79 (1995), S. 26ff.

Zinssätze messen lassen, Offenmarktgeschäfte der Zentralbank werden gleichrangig in- und ausländische Repo-Papiere betreffen. Dadurch wird der bisherige nationale monetäre Block des Modells nicht fortgeführt werden können – andererseits scheidet es für die Bundesrepublik aus, monetäre Variable als exogen aufzufassen. Insofern wird ein europäischer Block nötig sein, in dem unter Verwendung von Informationen über die Partnerländer in der Währungsunion monetäre Zusammenhänge abgebildet werden. Offen ist, inwieweit sich daraus die Notwendigkeit ergibt, auch kleinere Auslandsblöcke in das Modell aufzunehmen.

Die Aufzählung der bisherigen und künftig zu erwartenden Einflüsse europäischer Integration auf die Entwicklung nationaler makroökonomischer Modelle erhebt keinen Anspruch auf Vollständigkeit. Zudem bleibt zu erörtern, ob bzw. wie die europäische Integration in Prognosen und Simulationsanalysen berücksichtigt werden soll. Doch während die Einflüsse auf Daten und Verhaltensweisen für alle Modellentwickler gleiche Probleme schaffen, spricht die Erfahrung für individuelle, modellabhängige Lösungen und Annahmen in Prognosen und zukunftsgerichteten wirtschaftspolitischen Analysen. In Analysen mit dem SYSIFO-Modell wird bisher unterstellt, die Einführung einer gemeinsamen europäischen Währung könne zunächst noch unberücksichtigt bleiben. Als Rechtfertigung läßt sich entweder auf die noch mögliche Verschiebung des Beginns verweisen oder auf die Ähnlichkeit der geldpolitischen Ausrichtung von Bundesbank und Europäischer Zentralbank. Transaktionskosten durch die Währungsumstellung sowie eventuelle Zinseffekte und der Einfluß auf den Außenwert von Schweizer Franken und US-Dollar bleiben dabei unberücksichtigt. Zweifellos ist diese provisorische Vorgehensweise nicht optimal, sie wird jedoch gegenwärtig (noch) für eher vertretbar gehalten als die Einführung zahlreicher (weicher) Annahmen für die Zeit nach Beginn der Währungsunion.

## **5. Politikanalyse mit dem SYSIFO-Modell: Die steuerfinanzierte Senkung der Lohnnebenkosten**

Die haushaltspolitischen Zwänge zur Erfüllung der Maastrichter Kriterien sowie die schlechte Verfassung des deutschen Arbeitsmarktes haben eine Diskussion entfacht über die Vor- und Nachteile einer Erhöhung indirekter Steuern, insbesondere der Mehrwertsteuer, bei gleichzeitiger Senkung von direkten Steuern oder Sozialbeiträgen. Vor dem Hintergrund durchweg höherer Mehrwertsteuersätze in den anderen Staaten der Europäischen Union, einer historisch geringen Preissteigerungsrate und dem Bemühen um eine Senkung der Belastung für Einkommensbezieher ist von verschiedenen Personen und Verbänden aus unterschiedlichen Motiven eine Erhöhung der Mehrwertsteuer propagiert worden. Zumindest über eine Erhöhung zeitgleich mit der geplanten Reform der Einkommens- und Unternehmensbesteuerung scheint es mittlerweile Konsens zu geben. Unklar sind dagegen sowohl der Umfang der Steuererhöhung als auch die parallele Entlastung bei direkten Steuern bzw. Sozialbeiträgen und damit die beabsichtigte Reform der Steuerstruktur und deren genaue Terminierung. Die Unsicherheit über den Umfang und die Inhalte einer Reform der Steuerstruktur läßt eine quantitative Analyse der bestehenden Möglichkeiten und der gesamtwirt-

schaftlichen Wirkungen erforderlich erscheinen. Ziel ist dabei die Ermittlung der Spielräume, die eine Anhebung der Mehrwertsteuer für die Senkung der Lohnnebenkosten schafft, und eine Abschätzung der Wirkungen auf Wachstum, Beschäftigung und Staatshaushalt. Nach einem Blick auf Grundlagen der Diskussion erfolgt eine Simulationsanalyse der Reformvorschläge mit dem SYSIFO-Modell, wobei die Herbstprognose des Jahres 1996 als Referenzlösung dient.

### 5.1. Steuerstruktur, Mehrwertsteuer und der Stand der Diskussion

Die Diskussion des Für und Wider einer Erhöhung des Anteils indirekter Steuern an den Einnahmen des Staates greift eine alte Debatte in der Nationalökonomie über optimale Besteuerung auf. Neu im Jahre 1996 ist allerdings der Rahmen der Diskussion: die zunehmende internationale Verflechtung (Globalisierung der Märkte), die immer stärkere Einbindung in die Europäische Union, insbesondere die zunehmende Mobilität der Produktionsfaktoren im Binnenmarkt, und die Maastrichter Kriterien für Haushaltsdefizit und Staatsschuld. Dadurch rücken Vorschläge zur Reform der Steuerstruktur in den Mittelpunkt des Interesses. Grundlagen einer Analyse der Reformvorschläge liefert ein Blick auf die Steuerstruktur, den Erhöhungsspielraum bei der Mehrwertsteuer sowie den Stand der Diskussion.

#### 5.1.1. Steuerstruktur und deren Änderung

In der deutschen Steuerstruktur gab es seit 1970 allenfalls geringfügige Veränderungen: Der Anteil indirekter Steuern an den Steuereinnahmen schwankte um 55 vH. Auch die Belastung des privaten Verbrauchs durch indirekte Steuern hat sich zwischen 1970

Tabelle 1

<b>Indikatoren der Steuer- und Sozialabgabenstruktur<sup>1</sup></b>								
1970 bis 1995								
Quoten	1970	1975	1980	1985	1990	1991	1993	1995
<b>In vH des Bruttoinlandsprodukts</b>								
Steuern	24,0	24,8	25,9	25,2	23,6	23,2	23,7	23,6
Sozialbeiträge	12,6	16,3	16,9	17,6	16,9	18,0	18,9	19,4
<b>In vH des Steueraufkommens</b>								
Indirekte Steuern	57,8	53,8	53,0	52,7	55,0	54,2	54,7	54,9
<b>In vH des Privaten Verbrauchs</b>								
Indirekte Steuern	24,0	22,3	23,1	22,2	22,9	22,0	22,4	22,6
Umsatzsteuer	10,3	9,3	11,2	10,6	11,2	11,0	11,8	11,9
<b>In vH der Bruttolohn- und -gehaltsumme</b>								
Lohnsteuer der Arbeitnehmer	11,7	14,5	15,9	17,5	16,2	16,9	17,4	19,4
Sozialbeiträge der Arbeitnehmer	10,7	11,9	12,8	14,0	14,3	14,8	15,2	16,2

<sup>1</sup>Bis 1990: Westdeutschland, ab 1991: Gesamtdeutschland.

und 1995 mit Werten zwischen 22 und 24 vH kaum verändert. Hingegen hat die Belastung durch Sozialbeiträge deutlich zugenommen, so daß die Abgabenquote beträchtlich anstieg. Für die Arbeitnehmer ist die Belastung der Bruttolöhne und -gehälter durch die Lohnsteuer ebenso deutlich gestiegen wie die Belastung durch Sozialbeiträge. Wesentliche Kennzahlen der Steuer- und Abgabenstruktur werden in Tabelle 1 zusammengefaßt.

Diese Entwicklung der Steuerstruktur liefert die Begründung dafür, daß es bei Umschichtungen nicht so sehr um den Ausgleich von direkten und indirekten Steuern geht, sondern um die Verbilligung des Faktors Arbeit durch eine Senkung der Lohnnebenkosten. Zusätzliche Impulse erhält die Debatte durch Urteile des Verfassungsgerichts zur Besteuerung (Existenzminimum, Einheitswerte, Sonderzulagen) und den erklärten Willen der Regierungsparteien zur Vereinfachung des Steuersystems.

### 5.1.2. Umfang der Belastung durch eine Erhöhung der Mehrwertsteuer

Zwar hat die EU-Kommission bereits Pläne vorgelegt, denen zufolge ein einheitlicher Satz angestrebt werden sollte, doch dürfte die im Rat nötige Einstimmigkeit dafür nicht zu erreichen sein. Durchsetzbar erscheint allenfalls eine Verringerung der bisherigen Spanne der Normalsätze (von 15 bis 25 vH) durch eine Heraufsetzung des Mindestsatzes in der EU (Normalsatz). Wichtig für den Umfang der deutschen Mehrwertsteueranhebung ist deshalb, welcher Mindestsatz EU-weit angestrebt wird. Vieles spricht dabei für die Annäherung an das mittlere Niveau der EU-Staaten bei etwa 19 vH. Zur Vermeidung von zu starken Preiseffekten würde die dann nötige Anhebung um 4 vH-Punkte zumindest auf zwei Jahre verteilt werden müssen. Um das Eintreten der Preiseffekte parallel zur Einführung des Euro zu vermeiden, müßte die Anhebung früher stattfinden. Dementsprechend wird unterstellt, die Anhebung um jeweils 2 vH-Punkte erfolge in den Jahren 1998 und 1999, auf eine weitere Spreizung der Steuersätze, z.B. die höhere Belastung des Energieverbrauchs, werde dagegen verzichtet.

### 5.1.3. Stand der Entlastungsdiskussion Ende 1996

Ende 1996 liegen zahlreiche Beiträge zur Diskussion der Steuerstruktur vor, vor allem zu den Verteilungsimplicationen einer Mehrwertsteuererhöhung, zur Kompatibilität der Vorschläge mit Urteilen des Bundesverfassungsgerichts und zum Umfang versicherungsfremder Leistungen der Sozialversicherungsträger<sup>14</sup>. Quantitative Abschätzungen der gesamtwirtschaftlichen Effekte einer Reform der Steuer- und Abgabenstruktur liegen dagegen kaum vor. Dies ist um so erstaunlicher, als ohne eine derartige Analyse eine Beurteilung der Vorschläge kaum möglich erscheint. Zumindest für die Ablehnung einer Mehrwertsteueranhebung zur Senkung der Belastung der Arbeitseinkommen ist in der deutschen Diskussion auf eine IWF-Studie verwiesen worden<sup>15</sup>.

---

14 Vgl. z.B. W. Schmähl, Finanzierung sozialer Sicherung unter veränderten gesellschaftlichen und ökonomischen Bedingungen. „Die Sozialversicherung“, Jg. 49 (1994), Heft 7, S. 169ff.; O.G. Mayer, Sozialabgaben, versicherungsfremde Leistungen und Beschäftigung. (HWWA-Diskussionspapier, Nr. 26.) Hamburg 1995.

15 So z.B. T. Waigel, Finanzierung versicherungsfremder Leistungen: Sozialverantwortung nicht auf Steueretats verlagern. „Handelsblatt“, Ausgabe vom 15./16. Dezember 1995.

Tabelle 2

<b>Ausgewählte Kennziffern der SYSIFO-Herbstprognose 1996</b>					
1998 bis 2002					
	1998	1999	2000	2001	2002
Reales Bruttoinlandsprodukt, Veränderung in vH					
Westdeutschland	2,5	2,3	2,2	2,2	2,9
Ostdeutschland	4,1	4,3	5,2	3,8	4,0
Gesamtes Bundesgebiet	2,6	2,5	2,5	2,4	3,0
Arbeitslosenquote, in vH	10,9	11,0	11,0	10,9	10,7
Lebenshaltungskosten, Veränderung in vH	0,9	0,8	1,0	1,2	1,4
Staatliches Defizit, in Mrd. DM	-85	-77	-75	-73	-71
Geldmarktsatz (3 Monate), in vH	4,3	4,4	4,7	5,1	5,6
Leistungsbilanzsaldo, in Mrd. DM	12,5	15,8	20,8	26,7	26,4
Eigene Berechnungen.					

Dabei handelt es sich um eine makroökonomische Simulationsstudie mit dem MULTIMOD-Modell, in der die Effekte einer einnahmeneutralen Änderung der deutschen Steuerstruktur untersucht wurden<sup>16</sup>. Bereits ein kurzer Blick in die Studie genügt zur Feststellung der fehlerhaften Interpretation des Ergebnisses: Zwar gibt es in der Studie anfänglich kontraktive Effekte der Umstellung, doch bereits nach zwei Jahren überwiegen die expansiven Kräfte, und der Gesamteffekt der Maßnahme ist deutlich expansiv. Die Suche nach vergleichbaren Untersuchungen bleibt unbefriedigend: Zum einen sind einige makroökonomische Modelle der deutschen Volkswirtschaft für Analysen einer Steuerstrukturreform ungeeignet, weil in ihnen im Gegensatz zum SYSIFO-Modell wichtige Elemente fehlen, z.B. der Tarif der Einkommensteuer mit Splitting und nettolohnbezogene Transfers an private Haushalte. Zum anderen gibt es zahlreiche Beiträge, deren Verfasser auch ohne umfassende quantitative Analyse zu Urteilen über Reformvorschläge gelangen. Beide Beobachtungen lassen eine quantitative Analyse der bestehenden Möglichkeiten und der gesamtwirtschaftlichen Wirkungen dringend geboten erscheinen.

### 5.2. Die voraussichtliche Entwicklung (Baseline bis 2002)

Die Referenzlösung ist die aktualisierte Herbstprognose der SYSIFO-Forschungsgruppe, die im September anlässlich des „U.N. Project LINK Fall Meetings“ in Lausanne vorgestellt wurde<sup>17</sup>. Wesentliche Kennziffern der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung sind in Tabelle 2 zusammengestellt.

16 Vgl. K. Habermeier (mit S. Symansky), Fiscal Policy and Economic Growth. In: R. Corker u.a. (Eds.), United Germany: The First Five Years, Performance and Policy Issues. (IMF Occasional Papers, no. 125.) Washington, D.C., 1995, S. 41ff.

17 Vgl. N. Lemmer.

Der aktualisierten Prognose liegen folgende Annahmen über die Entwicklung der Steuer- und Abgabenstruktur zugrunde: Der Solidaritätszuschlag sinkt ab dem Jahre 1998 um 1 vH-Punkt pro Jahr bei unverändertem Einkommensteuertarif, die Beitragssätze zur Arbeitslosen-, Kranken- und Pflegeversicherung bleiben gegenüber Anfang 1996 unverändert, der Beitragssatz zur Rentenversicherung wird auf dem für Anfang 1997 beschlossenen Satz festgeschrieben. Die in den Simulationsexperimenten ermittelten Spielräume für Entlastungen werden als Abweichungen von diesen Annahmen in der Baseline angegeben.

### 5.3. Vorschläge zur Änderung der Steuerstruktur ab 1998

Vorschläge zur Reform der Steuerstruktur (einschl. Sozialbeiträge) gibt es in großer Zahl, so u.a. durch den Sachverständigenrat: „Im Sinne einer angebotsorientierten Steuerpolitik sollte auch die Steuerstruktur geändert werden: Die steuerliche Belastung der Einkommensentstehung müßte gemindert und die der konsumtiven Einkommensverwendung erhöht werden“<sup>18</sup>.

In der Simulationsanalyse wird die Erhöhung der steuerlichen Belastung der Einkommensverwendung durch die stufenweise Erhöhung des Mehrwertsteuersatzes ab 1998 abgebildet. Die defizitneutrale Minderung der steuerlichen Belastung der Einkommensentstehung wird in zwei finanzpolitischen Strategien formuliert, die sich an der aktuellen Diskussion im Sommer 1996 und an den Vorschlägen des Sachverständigenrates<sup>19</sup> orientieren:

- Szenario A: Finanzierung versicherungsfremder Leistungen der Bundesanstalt für Arbeit: Eine Entlastung der Einkommen bei gleichzeitiger Senkung der Lohnnebenkosten ist durch die Befreiung der Bundesanstalt für Arbeit von der Beitragsfinanzierung versicherungsfremder Leistungen möglich<sup>20</sup>. Dahinter steht die Überlegung, es widerspräche dem Äquivalenzprinzip, gesellschaftliche Aufgaben aus Beiträgen zu finanzieren. Dies gilt vor allem für Leistungen zugunsten von Personen, die selbst keine Beiträge entrichtet haben. Schätzungen zufolge liegt der Anteil versicherungsfremder Leistungen bei etwa der Hälfte, von der wiederum drei Viertel aus Beiträgen finanziert werden. In Szenario A wird unterstellt, daß Steuermehreinnahmen der Bundesanstalt überwiesen werden, die daraufhin den Beitragssatz zur Arbeitslosenversicherung senkt.
- Szenario B: Finanzierung versicherungsfremder Leistungen der Rentenversicherung: Eine Senkung des Beitragssatzes zur Rentenversicherung wäre möglich durch die völlige Steuerfinanzierung versicherungsfremder Leistungen, wie z.B. Kriegsfolgelasten, Anrechnungszeiten (z.B. für Ausbildung), vorgezogene Altersrenten, Kindererziehungszeiten, Auffüllbeträge bzw. Rentenzuschläge in

---

18 Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung [I], Im Standortwettbewerb. Jahresgutachten 1995/96. Stuttgart 1995, Ziffer 317.

19 Vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung [II], Reformen voranbringen. Jahresgutachten 1996/97. Stuttgart 1996, Ziffer 376ff.

20 Vgl. z.B. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung [I], Ziffer 403.

Tabelle 3

<b>Entlastungseffekte der Reformvorschläge</b>						
1998 bis 2002; Abweichung von der Basislösung						
Sze- nario	Variable	1998	1999	2000	2001	2002
Entlastung, in vH-Punkten						
A	Beitragssatz zur Arbeitslosenversicherung	-1,9	-3,6	-3,3	-3,3	-3,4
B	Beitragssatz zur Rentenversicherung	-1,6	-3,1	-2,9	-3,0	-3,0
Sozialbeiträge, in Mrd. DM						
A	Beiträge zur Arbeitslosenversicherung	-20,5	-39,5	-37,1	-38,2	-40,8
B	Beiträge zur Rentenversicherung	-18,6	-36,6	-34,8	-36,6	-37,5
Eigene Berechnungen.						

Ostdeutschland, Invaliditätsrenten und anteilige Zahlungen für die Krankenversicherung der Rentner. Der Anteil dieser Leistungen am Leistungsvolumen wird auf knapp ein Drittel geschätzt. Verrechnet man diesen Betrag mit dem dafür vorgesehenen Bundeszuschuß verbleibt ein Rest, der aus Beiträgen finanziert wird. In Szenario B wird unterstellt, der durch die Mehrwertsteuererhöhung gewonnene Spielraum werde genutzt, um einen höheren Anteil versicherungsfremder Leistungen aus Steuern zu finanzieren, was die Senkung des Beitragssatzes ermöglicht.

Die Ergebnisse der Simulationsanalyse für die beiden vorgestellten Szenarien werden mit den Werten der Basislösung verglichen. Tabelle 3 enthält Angaben über die mögliche Kürzung der Beitragssätze zur Sozialversicherung sowie den absoluten Umfang der Beitragsentlastung. Angesichts der relativ geringen Unterschiede zwischen den Entlastungseffekten beider Vorschläge ist zu erwarten, daß auch die übrigen Ergebnisse weitgehend ähnlich sind. Angaben über Abweichungen von der Basislösung enthält Tabelle 4.

Tatsächlich unterscheiden sich die gesamtwirtschaftlichen Wirkungen der beiden Vorschläge nur in Teilaspekten, bezüglich der grundlegenden Zusammenhänge, die für das Ausbleiben signifikanter Wachstums- und Beschäftigungseffekte verantwortlich sind, gibt es jedoch Gemeinsamkeiten. In beiden Fällen ist die durch die Strukturreform herbeigeführte Erhöhung der nominalen Nettoeinkommen zu gering, um die Einkommensbezieher auch ein höheres reales verfügbares Einkommen erreichen zu lassen: Die durch den höheren Mehrwertsteuersatz verursachten Preissteigerungen – die beiden Erhöhungen werden zu mehr als der Hälfte weitergegeben – führen zu Kaufkraftverlusten. Die nominalen Staatsausgaben wachsen nicht nur durch die Preissteigerung, sondern auch durch die höheren Transfers an private Haushalte infolge der Nettolohnbezogenheit von Lohnersatzleistungen und Renten. Durch die Forderung nach Defizitneutralität der Maßnahmen kann die (Mehrwertsteuer-)Belastung folglich nicht völlig zur Entlastung der Einkommensbezieher genutzt werden. Während der Staatsver-

Tabelle 4

<b>Gesamtwirtschaftliche Effekte, Westdeutschland</b>					
1998 bis 2002; Abweichung von der Basislösung					
Variable	1998	1999	2000	2001	2002
Szenario A					
Bruttoinlandsprodukt, Veränderung in vH	-0,16	-0,16	0,03	-0,01	-0,08
Lebenshaltungskosten, Veränderung in vH	1,03	1,24	0,37	0,24	0,18
Produktionspotential, Veränderung in vH	0,02	0,05	0,03	0,01	0,01
Konsumquote, in vH	0,16	0,28	0,23	0,22	0,21
Investitionsquote, in vH	-0,11	-0,25	-0,31	-0,36	-0,39
Arbeitslosenquote, in vH	0,05	0,12	0,09	0,02	0,01
Lohnstückkosten, Veränderung in vH	-0,66	-0,49	-0,38	0,32	0,28
Nettolöhne und -gehälter, in Mrd. DM	9,38	18,81	19,85	22,70	26,20
Realer Devisenkurs, Veränderung in vH	-0,48	-0,10	0,42	0,07	0,02
Szenario B					
Bruttoinlandsprodukt, Veränderung in vH	-0,22	-0,26	-0,00	0,02	-0,06
Lebenshaltungskosten (Veränderung in vH	1,06	1,37	0,35	0,28	0,13
Produktionspotential, Veränderung in vH	0,02	0,04	0,00	-0,02	-0,01
Konsumquote, in vH	0,14	0,24	0,18	0,17	0,15
Investitionsquote, in vH	-0,11	-0,28	-0,36	-0,39	-0,41
Arbeitslosenquote, in vH	0,06	0,18	0,19	0,13	0,11
Lohnstückkosten, Veränderung in vH	-0,54	-0,43	0,27	0,20	0,26
Nettolöhne und -gehälter, in Mrd. DM	7,25	14,43	15,11	18,12	20,37
Realer Devisenkurs, Veränderung in vH	-0,50	-0,09	0,45	0,09	0,01
Eigene Berechnungen.					

brauch so real annähernd konstant bleibt, geht der (reale) private Verbrauch zurück, was zugleich die (reale) Investitionsnachfrage bremst. Auf der Nachfrageseite bleibt dann nur der expansive Impuls durch die Exportnachfrage. Deren Anstieg läßt sich auf die Abwertung der D-Mark infolge der erhöhten Differenz der Inflationsraten gegenüber dem Ausland zurückführen.

Die Senkung der Beitragssätze zur Sozialversicherung reduziert die Lohnneben- und damit die Lohnstückkosten – allerdings nur relativ gering, da der Anteil der Arbeitgeberbeiträge an den Lohnkosten nur ca. 14 vH beträgt. Durch die relativ geringe Entlastung der Nettoeinkommen sinkt das reale verfügbare Einkommen der Privaten deutlicher als im Fall der Steuerentlastung. Zum Ausgleich dieses Kaufkraftrückgangs fällt die Erhöhung der tariflichen Stundenlöhne besonders deutlich aus. Folge ist nicht nur die erneute Erhöhung der Lohnkosten, sondern auch ein relativ deutlicher Rückgang des realen Bruttoinlandsprodukts bei Umsetzung der Vorschläge.



Tabelle 5

<b>Einfluß auf Abgabenquoten und Staatshaushalt, Westdeutschland</b>					
1998 bis 2002; Abweichung von der Basislösung					
Variable	1998	1999	2000	2001	2002
<b>Szenario A</b>					
Abgabenquote, in vH des BIP					
Sozialabgabenquote	-0,78	-1,47	-1,35	-1,33	-1,34
Steuerquote	0,75	1,47	1,45	1,47	1,50
Staatshaushalt, in Mrd. DM					
Steuern	27,4	56,1	59,2	63,3	67,3
Umsatzsteuer	27,5	55,8	57,4	59,6	62,4
Sozialbeiträge an den Staat	-22,8	-43,3	-38,9	-38,5	-40,0
Staatsausgaben	5,3	13,9	20,4	25,3	28,6
Laufende Übertragungen	1,9	6,5	11,2	13,6	14,6
<b>Szenario B</b>					
Abgabenquote, in vH des BIP					
Sozialabgabenquote	-0,71	-1,37	-1,28	-1,30	-1,27
Steuerquote	0,75	1,45	1,43	1,44	1,48
Staatshaushalt, in Mrd. DM					
Steuern	27,1	54,7	57,0	60,5	64,2
Umsatzsteuer	27,3	55,3	56,7	58,8	61,5
Sozialbeiträge	-20,7	-40,5	-37,5	-38,6	-39,0
Staatsausgaben	5,7	14,2	19,8	23,9	27,0
Laufende Übertragungen	2,0	6,5	10,6	12,9	13,9
Eigene Berechnungen.					

In der aktuellen Diskussion wird vielfach aus den Mindereinnahmen der Sozialversicherungsträger unmittelbar auf das nötige Mehraufkommen der Mehrwertsteuer geschlossen. In der gesamtwirtschaftlichen Analyse wird nun aber deutlich, daß eine derartige Ausrichtung der Politik an der Einnahmeseite erhebliche Budgetdefizite zur Folge hätte. Mit anderen Worten: das nötige Zusatzaufkommen indirekter Steuern muß deutlich größer sein als die Mindereinnahmen der Sozialversicherungsträger. Den Umfang dieser Diskrepanz offenbaren die Angaben in Tabelle 5, aus denen auch hervorgeht, daß mittelfristig die Steuerquote deutlicher steigt als die Sozialabgabenquote sinkt.

Nur mit großer Vorsicht lassen sich die Ergebnisse für Ostdeutschland sowie für Gesamtdeutschland interpretieren. Allerdings überrascht es kaum, daß es qualitativ kaum Unterschiede gibt: Während die Preissteigerungsrate in Ostdeutschland geringfügig stärker steigt, bleiben auch im Beitrittsgebiet die Beschäftigungseffekte verschwindend gering.

#### 5.4. Analyseergebnis und Bewertung

Die aktuelle Diskussion der nächsten Steuerreform und der eventuellen Erhöhung der Mehrwertsteuer frühestens im Jahre 1998 rückt die Steuer- und Abgabenstruktur in den Mittelpunkt des Interesses. Dabei geht es um die Frage, welche Relation zwischen direkten und indirekten Steuern sowie Sozialbeiträgen am ehesten geeignet ist, einerseits Gerechtigkeitsforderungen zu genügen und andererseits Wachstum und Beschäftigung zu fördern. Ziel dieser Analyse war es, zu der letztgenannten Frage einen Beitrag zu liefern und dabei die Vorteile eines tief disaggregierten Modells zu verdeutlichen. Dazu wurden mit dem SYSIFO-Modell Simulationsanalysen durchgeführt, in deren Mittelpunkt Vorschläge zur Änderung der Steuer- und Abgabenstruktur standen. Die Finanzierung erfolgte durch eine schrittweise Angleichung des Normalatzes der Mehrwertsteuer an das Durchschnittsniveau in den EU-Mitgliedstaaten.

Zur Bewertung der Ergebnisse wurde die Herbstprognose der SYSIFO-Forschungsgruppe herangezogen. Dabei ließen sich für keinen der Reformvorschläge signifikante Wachstumseffekte feststellen: Die durch die Erhöhung indirekter Steuern verursachte Preissteigerung mindert die realen verfügbaren Einkommen und wirkt zinssteigernd, beides schwächt die Nachfrage. Die Entlastung der Einkommen reicht nicht für einen Wachstumsimpuls, so daß auch Beschäftigungseffekte ausbleiben. Eine Begründung dieses Ergebnisses liegt in der geforderten Neutralität der Reform für das Haushaltsdefizit. Würde man nur Einnahmeneutralität verlangen, blieben zusätzliche Staatsausgaben durch die Anbindung von Leistungen an Nettoeinkommen (Lohnersatzleistungen) und Lebenshaltungskosten (Sozialhilfe) unberücksichtigt, der Entlastungseffekt wäre also größer. Unter dieser Prämisse gäbe es auch im SYSIFO-Modell positive Beschäftigungseffekte. Diese Ergebnisse wecken Zweifel an der Relevanz von Beiträgen, die gesamtwirtschaftliche Rückwirkungen vernachlässigen. Zugleich verdeutlichen sie, daß trotz der geschilderten Probleme und Herausforderungen durch deutsche Einheit und europäische Integration makroökonomische Modelle ein wertvolles Instrument der wirtschaftspolitischen Analyse sind.

### 6. Zusammenfassung und Perspektiven

In dem Vierteljahrhundert seines Bestehens ist das SYSIFO-Modell immer wieder den aktuellen Erfordernissen angepaßt worden. Stets gab es die Notwendigkeit zur Aktualisierung der Datenbank, zur Abbildung von Neuerungen im institutionellen Bereich oder zur Berücksichtigung von Entwicklungen der ökonomischen Methoden (Lucas-Kritik und Erwartungsbildung, Hendry/Leamer/Sims-Diskussion, Unit Roots und Kointegrationstest usw.). Niemals blieb Zeit für die Illusion, die Modellentwicklung ließe sich abschließen, stets galt uneingeschränkt das Motto „Alles fließt“. Dennoch bilden die deutsche Einheit und die fortschreitende europäische Integration im historischen Vergleich besonders große Herausforderungen an die Modellentwicklung. Insbesondere angesichts der Perspektiven für die Entwicklung der Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion und die ebenfalls bevorstehende Osterweiterung der Europäischen Union, die Deutschland auch geographisch in den Mittelpunkt der Union rücken wird, scheint ein langer Atem nötig. Nach drei Jahrzehnten der Arbeit mit makroökonomischen Modellen in der Bundesrepublik Deutschland stellt sich

deshalb nunmehr auch in der Bundesrepublik die Frage nach der zeitlichen Perspektive der Arbeit an und mit diesen Modellen.

Die Frage nach dem Zeithorizont makroökonomischer Modellentwicklung ist vor allem die Frage danach, ob Modelle eher durch Einzelpersonen oder durch Institutionen getragen werden sollten. Kenner der Szene werden stets zu jedem makroökonomischen Modell den Namen des oder der Entwickler nennen können. In Institutionen mit großer Fluktuation, wie z.B. in Universitäten, ist die starke Bindung an eine oder wenige Personen sogar die einzige Möglichkeit um über mehrere Jahre Kontinuität zu gewährleisten. Damit jedoch scheidet die Weitergabe von Modellen zwischen Generationen nahezu aus, und das Ende jedes Modells ist systemimmanent. Ziel kann folglich nur die Weitergabe des Wissens um Modellentwicklung und -anwendung sein. Dieses Ziel hat auch die Entwicklung des SYSIFO-Modells in der ersten Hälfte der neunziger Jahre beeinflusst, in der es darum ging, Studenten an die Analyse der gesamtdeutschen Probleme (Deutsche Einheit) und des Einflusses europäischer Entwicklungen (Europäische Integration) heranzuführen. Insofern mag es in der Entwicklung deutscher Modelle durchaus Gemeinsamkeiten geben, Ziele und zeitliche Perspektive dürften sich jedoch deutlich unterscheiden. Während institutionell eingebundene Modelle durchaus über längere Zeit weiterentwickelt werden können, wird kein quasi persönlich haftender Modellentwickler es zulassen, daß Außenstehende sein Modell fortführen und es damit außer Kontrolle gerät. Dadurch reduziert sich der Kreis stets auf wenige langjährige Mitarbeiter und setzt bei diesen den Willen und die Mittel zur Fortführung des Projekts voraus. Inwieweit unter diesen Umständen der Generationswechsel im Bereich deutscher makroökonomischer Modelle gelingen wird, mag Gegenstand eines Workshops in weiteren drei Jahrzehnten sein.



# Ein makroökonomisches Ungleichgewichtsmodell für die westdeutsche Volkswirtschaft 1960 bis 1994: Konzeption, Ergebnisse und Erfahrungen

Von Wolfgang Franz, Klaus Göggelmann und Peter Winker<sup>1</sup>

## 1. Einführung

Totgeglaubten ist bekanntlich ein langes Leben vergönnt. Nachdem das keynesianische Modell der sechziger Jahre in der darauffolgenden Dekade auf Grund eklatanter Fehlleistungen gründlich diskreditiert war und sich aus der Sicht von Monetaristen und Anhängern der Neuen Klassischen Makroökonomik (NCM) zum alleinigen Interesse von Dogmenhistorikern zu entwickeln anschickte, brachte die Gegenbewegung in Form der Neuen Keynesianischen Makroökonomik (NKM) in den achtziger Jahren eine Renaissance keynesianischen Gedankenguts mit sich, allerdings auf einer konzeptionell adäquateren Basis. Nicht nur lieferten die Modelle temporärer Gleichgewichte bei Mengenerationierung (TGM) eine überzeugende Basis für die Erklärung der makroökonomischen Realität – ein Anspruch, dessen Verwirklichung im Rahmen der NCM einschließlich diverser Nachfolgemodelle als noch steigerungsbedürftig erscheint –, sondern die mikrotheoretische Fundierung u.a. von Lohn- und Preisrigiditäten und die Reparatur der Phillipskurve trugen den berechtigten Einwänden gegen das keynesianische Modell der sechziger Jahre Rechnung. Wenn auch aus theoretischer Sicht noch eine Reihe von Desiderata auf der Forschungsagenda stehen, so konnte eine ökonomische Überprüfung der TGM gleichwohl in Angriff genommen werden. Ein Großversuch dieser Art wurde im Rahmen des „European Unemployment“-Programms unternommen, bei dem für eine Reihe von Ländern ein konzeptionell ähnlicher Modellrahmen entwickelt und ökonomisch geschätzt wurde<sup>2</sup>. Das vorliegende Modell für die westdeutsche Volkswirtschaft hat seinen Ursprung in diesem europäischen Großprojekt, wurde indessen von verschiedenen Autoren weiterentwickelt und ist Gegenstand eines Projektes des Sonderforschungsbereichs 178 „Internationalisierung der Wirtschaft“ an der Universität Konstanz.

- 1 Der Beitrag entstand im Rahmen eines Projekts des von der Deutschen Forschungsgemeinschaft geförderten Sonderforschungsbereichs 178 „Internationalisierung der Wirtschaft“. Wir danken der DFG für finanzielle Unterstützung. Für wertvolle Anregungen sind wir W. Smolny, J. Wolters und den Teilnehmern des Workshops zu Dank verpflichtet. Alle verbleibenden Unvollkommenheiten gehen jedoch allein zu unseren Lasten.
- 2 Die Ergebnisse sind in einem Sammelband veröffentlicht; vgl. J.H. Drèze and C. Bean (Eds.), *Europe's Unemployment Problem*. Cambridge 1990.

Dieser Beitrag informiert über die Konzeption, den Aufbau und die Ergebnisse dieses makroökonomischen Ungleichgewichtsmodells und beleuchtet seine Wirkungsweise anhand ausgewählter Politiksimulationen. Der derzeitige Stand der Arbeiten an diesem Modell entspricht wohl im wesentlichen einem vorläufigen Abschluß, nicht zuletzt auch diktiert durch den datenmäßigen Strukturbruch nach der deutschen Vereinigung. Deshalb erscheint gerade an dieser Stelle der Hinweis auf eine Reihe von Autoren angezeigt, die maßgeblichen Einfluß auf die jetzige Modellspezifikation ausgeübt haben, nämlich Heinz König, Werner Smolny, Horst Entorf und Gustav Heidbrink<sup>3</sup>.

## 2. Die Grundkonzeption des Modells

Dieser Abschnitt verfolgt das Ziel, in die für das Verständnis des Modells unerläßlichen konzeptionellen Grundlagen einzuführen. Angesichts bereits vorhandener übersichtlicher Darstellungen<sup>4</sup> sind die folgenden Ausführungen im wesentlichen auf einem eher „nicht-technischen“ Niveau gehalten.

Einen vergleichsweise einfachen Einstieg in die „Philosophie“ des Modells gewährt Schaubild 1. Als Ausgangspunkt der Überlegungen kann die strenge „Minimumbedingung“ dienen. Sie besagt, daß die beobachtete Beschäftigung durch die jeweils kleinere der beiden Größen Arbeitsangebot (LS) und Arbeitsnachfrage (LD) gegeben ist und den fett eingezeichneten Linien entspricht<sup>5</sup>. Allerdings erwies sich diese strenge Minimumbedingung als unbrauchbar. Sie läßt keinen Raum für die beobachtete gleichzeitige Existenz von Arbeitslosen und offenen Stellen („Mismatch“) und hat abrupte Wechsel von einer Ungleichgewichtssituation zur anderen für die gesamte Volkswirtschaft praktisch von einem Tag auf den anderen zur Folge.

Die hier zur Diskussion stehende Generation von Ungleichgewichtsmodellen beschränkt die Minimumbedingungen deshalb auf „Mikromärkte“ und vermeidet gleichzeitig über ein geeignetes Aggregationsverfahren die beiden eben genannten Kritikpunkte. Einen solchen Mikromarkt kann man sich gedanklich als eine einzelne Firma vorstellen, welche dann definitionsgemäß ein homogenes Produkt herstellt. In einer Volkswirtschaft existieren sehr viele solcher Mikromärkte, welcher jeder für sich genommen jeweils entweder durch eine Überschußnachfrage oder durch ein Überschußangebot (in Schaubild 1: nach bzw. von Arbeit) gekennzeichnet ist. Realistischerweise können auf einem einzelnen Mikromarkt die Ungleichgewichtssituationen („Regime“) abrupt wechseln. In Anbetracht einer Vielzahl von Mikromärkten vollzieht

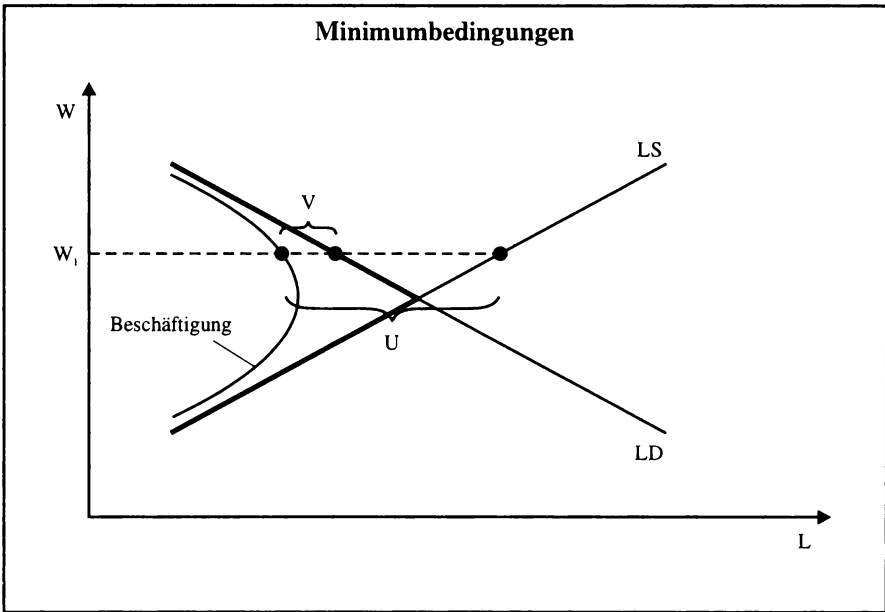
---

3 Vgl. auch die Literaturübersicht im Anhang.

4 Vgl. z.B. W. Franz and H. König, A Disequilibrium Approach to Unemployment in the Federal Republic of Germany. „European Economic Review“, vol. 34 (1990), S. 413ff.; W. Franz und W. Smolny [I], Ungleichgewichte auf Arbeits- und Gütermärkten: Eine theoretische und ökonomische Analyse mit Hilfe eines Mengenerationierungsmodells. In: W. Franz (Hrsg.), Mikro- und makroökonomische Aspekte der Arbeitslosigkeit. (Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nr. 165.) Nürnberg 1992, S. 223ff.

5 Die Minimumbedingung resultiert aus den konstitutiven Annahmen der Hahn-Negishi-Vorschrift, nämlich Freiwilligkeit des Tausches und Markteffizienz.

Schaubild 1



sich der Regimewechsel auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene indessen kontinuierlich und graduell.

Da das Zusammenführen von Arbeitssuchenden und freien Arbeitsplätzen zwischen diesen Mikromärkten weder zeitlos noch perfekt vonstatten geht, besteht ein Mismatch. In Schaubild 1 liegt deshalb die beobachtete Beschäftigung (die „Transaktionsmenge“) jeweils unterhalb der Arbeitsnachfragekurve und oberhalb der Arbeitsangebotskurve, womit die Simultanität von offenen Stellen (V) und Arbeitslosen (U) – also der Mismatch – Berücksichtigung findet, eine Vorgehensweise, auf die bereits Hansen hingewiesen hat<sup>6</sup>. Je weiter links diese Beschäftigungskurve liegt, um so größer ist offenbar der Mismatch. Analog betrachtet fällt die Beschäftigungskurve bei völligem Fehlen eines Mismatch mit dem Ergebnis bei Gültigkeit der strengen Minimumbedingung zusammen.

Der entscheidende Baustein des Modells besteht nun in der Herleitung und Anwendung eines Aggregationsverfahrens, welches diese Beschäftigungskurve und damit auch den graduellen Regimewechsel abbilden kann. Eine solche Herleitung basiert auf einem von Lambert konzipierten „Smoothing by Aggregation“-Verfahren<sup>7</sup> und macht eine bestimmte Annahme über das Verteilungsgesetz der Mikromärkte, nämlich die einer Log-Normalverteilung. Diese Annahme mag auf den ersten Blick willkürlich erschei-

6 Vgl. B. Hansen, Excess Demand, Unemployment, Vacancies, and Wages. „Quarterly Journal of Economics“, vol. 84 (1970), S. 1ff.

7 Vgl. J.-P. Lambert, Disequilibrium Macro Models – Theory and Estimation of Rationing Models using Business Survey Data. Cambridge 1988.

nen, sie läßt sich aber dann rechtfertigen, wenn man realistischerweise unterstellen kann, daß das Ausmaß der Störungen auf einem Mikromarkt proportional zur Größe dieses Marktes in Beziehung steht, also beispielsweise von der Höhe der Beschäftigung abhängt<sup>8</sup>.

Im denkbar einfachsten Fall ergibt sich die gesamtwirtschaftliche Beschäftigung aus

$$(1) \quad LT = [ LD^{-\rho} + LS^{-\rho} ]^{-1/\rho}$$

mit:

LT : beobachtete Beschäftigung;

LD : Arbeitsnachfrage;

LS : Arbeitsangebot.

Man erhält die strenge gesamtwirtschaftliche Minimumbedingung wieder, indem man den Parameter  $\rho$  gegen Unendlich streben läßt:

$$(2) \quad \lim_{\rho \rightarrow \infty} LT = \min(LD, LS).$$

Wie ist dieser offensichtlich zentrale Parameter  $\rho$  ökonomisch zu interpretieren? Er mißt die Störungen auf den Mikromärkten, und zwar steht er in inversem Zusammenhang zur Varianz dieser Störungen, d.h. je größer diese Varianz, desto kleiner ist  $\rho$ . Diese Störungen können – wie oben beschrieben – darin bestehen, daß die strukturelle Komponente der Arbeitslosigkeit zunimmt, d.h. daß die Profile von Arbeitsanbietern und Arbeitsplätzen weniger übereinstimmen. In diesem Fall steigt das Ausmaß der Störungen auf den Mikromärkten, d.h.  $\rho$  sinkt. Übertragen auf die Darstellung in Schaubild 1 bedeutet dies, daß sich die Beschäftigungskurve nach links verschiebt: Der Mismatch auf den Arbeitsmärkten wird größer, es stehen sich jeweils eine größere Zahl von Arbeitslosen und offenen Stellen gegenüber.

Der Vorteil der Gleichung (1) für den Ökonometriker liegt auf der Hand. Die Kenntnis der Überschubangebots- bzw. der -nachfragesituation auf den jeweiligen Mikromärkten ist für ihn nicht erforderlich, die Gleichung wird ausschließlich unter Verwendung der gesamtwirtschaftlichen Variablen LT, LD und LS geschätzt,  $\rho$  ist dann der zu schätzende Regressionsparameter. Für die ökonometrische Analyse ist daher letztlich irrelevant, welche Art von Mikromärkten der Betrachtung zugrunde liegt. Allerdings gibt es für die Arbeitsnachfrage LD keine zuverlässigen gesamtwirtschaftlichen Daten, während die tatsächliche Beschäftigung LT und – unter einigen Vorbehalten – das Arbeitsangebot LS beobachtbar sind. Folglich muß LD geschätzt werden, worauf weiter unten eingegangen wird.

Nach einigen Umformungen kann Gleichung (1) auch wie folgt geschrieben werden:

---

8 Vgl. W. Smolny, *Dynamic Factor Demand in a Rationing Context: Theory and Estimation of a Macroeconomic Disequilibrium Model for the Federal Republic of Germany*, Heidelberg 1993, für den formalen Beweis.



$$(3) \quad 1 = \left(\frac{LT}{LD}\right)^p + \left(\frac{LT}{LS}\right)^p.$$

Die beiden Terme auf der rechten Seite stellen Anteile dar. Der erste Term bezeichnet den Teil der Beschäftigung, der von der Arbeitsnachfrage her bestimmt ist, während der zweite Term den Anteil von Unternehmen widerspiegelt, deren Beschäftigung von dem vorhandenen Arbeitsangebot determiniert, d.h. durch dieses rationiert wird. Während der zweite Anteil bei der späteren Analyse nicht weiter zerlegt wird, erfährt der zuerst genannte Anteil eine Aufspaltung in Anteile von Unternehmen, deren Beschäftigung entweder durch die Güternachfrage oder durch die vorhandenen Sachkapazitäten rationiert wird.

Die Philosophie des Mengenrationierungsmodells wurde bisher am Beispiel eines rudimentären Arbeitsmarktes zu verdeutlichen versucht. Dieselbe Vorgehensweise läßt sich nun für den Gütermarkt durchführen. Auch hier gibt es Mikromärkte, auf denen nun ein „Mismatch“ produktiver Sachkapazitäten vorherrschen kann, etwa in Form unausgelasteter Kapazitäten in einem Sektor und Kapazitätsengpässen in einem anderen. Der nächste Abschnitt zeigt, wie beide Märkte simultan betrachtet und weiter differenziert werden können.

### 3. Ein Modell dynamischer Anpassung der Beschäftigung

Ein weiterer zentraler Baustein des Ungleichgewichtsmodells sind die Produktions-, Beschäftigungs- und Investitionsentscheidungen eines Unternehmens auf einem Mikromarkt und deren zeitliche Abfolge. Dabei wird das Konzept eines Mikromarktes nach wie vor streng auf ein Unternehmen bezogen, d.h. z.B. für den Arbeitsmarkt, daß die Arbeitsnachfrage auf diesem Mikroarbeitsmarkt genau aus den Arbeitsplätzen eines Unternehmens besteht. Das Arbeitsangebot hingegen setzt sich zusammen aus den Beschäftigten und den Bewerbern mit den für diese Arbeitsplätze notwendigen Qualifikationen. Entsprechend gilt für den Mikrogütermarkt, daß das Güterangebot ausschließlich aus dem Produkt dieses Unternehmens besteht; die Güternachfrage ist dann die Nachfrage nach diesem Produkt. Für das Unternehmen wird Homogenität unterstellt, so daß für den Mikroarbeits- und -gütermarkt die strenge Minimumbedingung gilt

$$(4) \quad YT_i = \min(YD_i, YS_i)$$

$$(5) \quad LT_i = \min(LD_i, LS_i).$$

Hierbei bezeichnen  $YT_i$ ,  $YD_i$  und  $YS_i$  jeweils die Transaktionsmenge, die Nachfrage und das Angebot auf dem Gütermarkt  $i$ .

Es wird unterstellt, daß die Kapazitäten nur langfristig angepaßt werden können und das Faktoreinsatzverhältnis kurzfristig ebenfalls relativ starr ist. Dann ergibt sich die Arbeitsnachfrage als Minimum aus dem Arbeitskräftebedarf, der zur Befriedigung der Güternachfrage notwendig ist,  $L_{Y_i}^d$ , und der Zahl der Beschäftigten, die mit den vorhandenen Kapazitäten profitabel eingesetzt werden können,  $L_{YC_i}$ ,

$$(6) \quad LD_i = \min(L_{Y_i}^d, L_{YC_i}).$$

Die Beschäftigung des Unternehmens  $i$  folgt dann durch Einsetzen von Gleichung (6) in Gleichung (5)

$$(7) \quad LT_i = \min(L_{Y_i}^d, L_{YC_i}, LS_i).$$

Die gesamtwirtschaftliche Beschäftigung ergibt sich nach Aggregation zu:

$$(8) \quad LT = \left\{ LS^{-\rho_m} + \left\{ L_{Y^d}^{-\rho_i} + L_{YC_i}^{-\rho_i} \right\}^{\rho_m/\rho_i} \right\}^{-1/\rho_m}.$$

Der Parameter  $\rho_m$  mißt dabei den Mismatch auf dem Arbeitsmarkt und zeigt, inwieweit beispielsweise die angebotenen und nachgefragten Qualifikationen nicht übereinstimmen, der Parameter  $\rho_i$  mißt den Mismatch zwischen vorhandenen Kapazitäten und erwarteten Güternachfrage seitens der Arbeitsnachfrage.

Während Produktionsentscheidungen relativ kurzfristig getroffen werden können, dauert eine Anpassung der Beschäftigung häufig länger. Für eine Erhöhung der Beschäftigung müssen die geeigneten Bewerber gefunden oder bei Entlassungen Kündigungsfristen eingehalten werden. Unternehmen wollen qualifizierte Arbeitskräfte bei kurzfristigen Nachfrageeinbrüchen nicht entlassen, weil neben dem Verlust der Investitionen in deren Humankapital dabei auch Reputationsverluste eine Rolle spielen. Eher ist davon auszugehen, daß Beschäftigungsverringerungen unter Ausnutzung der natürlichen Fluktuation, d.h. Selbstkündigungen und Ausscheiden aufgrund des Erreichens der Altersgrenze, durchgeführt werden. Dadurch kommt es natürlich zu Beschäftigungsüberhängen bei Nachfrageeinbrüchen und einer Rationierung der Produktion durch die Beschäftigung bei Nachfragespitzen.

Andererseits ist davon auszugehen, daß die Beschäftigung immer noch schneller angepaßt werden kann als der Kapitalstock. Wenn weiterhin angenommen wird, daß die Substitution von Arbeit und Kapital nur durch veränderte Produktionsanlagen durchgeführt werden kann, ergibt sich die folgende Fristigkeitsstruktur der Unternehmensentscheidungen: Kurzfristige Anpassung der Produktion, mittelfristige Bestimmung der Beschäftigung und langfristige Investitionsentscheidung, wodurch sowohl der Kapitalstock als auch das Kapital-Arbeit-Einsatzverhältnis festgelegt werden.

Die aggregierte Beschäftigung ergibt sich dann aus der entsprechenden CES-Funktion analog zu Gleichung (8). Ein wichtiger Unterschied dieses dynamischen Modells hier im Vergleich zu dem in Gleichung (8) betrachteten Modell ist die unterschiedliche Bestimmung von  $L_{Y^d}$ . Während oben  $L_{Y^d}$  einfach die zur Befriedigung der Güternachfrage notwendige Zahl der Arbeitskräfte kennzeichnete, hängt diese Größe nun erstens von der erwarteten Nachfrage ab. Die Beschäftigung kann also durchaus höher sein, als für die tatsächliche Nachfrage notwendig wäre. Damit kann eine Arbeitskräftehortung bei unerwarteten Nachfragerückgängen endogen erklärt werden. Zweitens ergibt sich aufgrund des Optimierungsmodells eine Abhängigkeit der Arbeitsnachfrage vom Reallohn<sup>9</sup>.

---

9 Vgl. zur Herleitung W. Smolny sowie in Form einer Übersicht W. Franz und W. Smolny [1].

Eine wesentliche Voraussetzung für die Schätzung der Beschäftigungsfunktion bildet die Bestimmung der drei Variablen Arbeitsangebot  $LS$ , kapazitätsbestimmte Arbeitsnachfrage  $L_{YC}$  und der güternachfrageabhängigen Arbeitsnachfrage  $L_{YD}$ . Das Arbeitsangebot wird im einfachsten Fall als exogen gegeben angenommen und aus der Summe von Beschäftigten und Arbeitslosen bestimmt

$$(9) \quad LS = LT + U.$$

Etwas aufwendiger ist die Bestimmung der Kapazitätsschranke  $L_{YC}$ , aber auch diese Variable kann aus dem Modell eindeutig bestimmt werden. Aus dem Optimierungsansatz können die Determinanten für die optimalen Produktivitäten der Faktoren Arbeit und Kapital abgeleitet werden; dies sind im wesentlichen die relativen Faktorpreise und die Wahrscheinlichkeit von Arbeitsangebotsengpässen. Die beobachteten Produktivitäten weichen natürlich von den optimalen Produktivitäten ab, wenn es zu einer Unterauslastung der Faktoren kommt. Deshalb müssen bei der Schätzung Indikatoren für diese Unterauslastung berücksichtigt werden. Das Produktionspotential bestimmt sich dann aus dem Produkt von Kapitalstock  $K$  und der optimalen Kapitalproduktivität,

$$(10) \quad YC = \left( \frac{Y}{K} \right) \cdot K,$$

und die Zahl der Arbeitskräfte, die damit eingesetzt werden kann, ergibt sich aus dem Quotienten aus Produktionspotential und der optimalen Arbeitsproduktivität

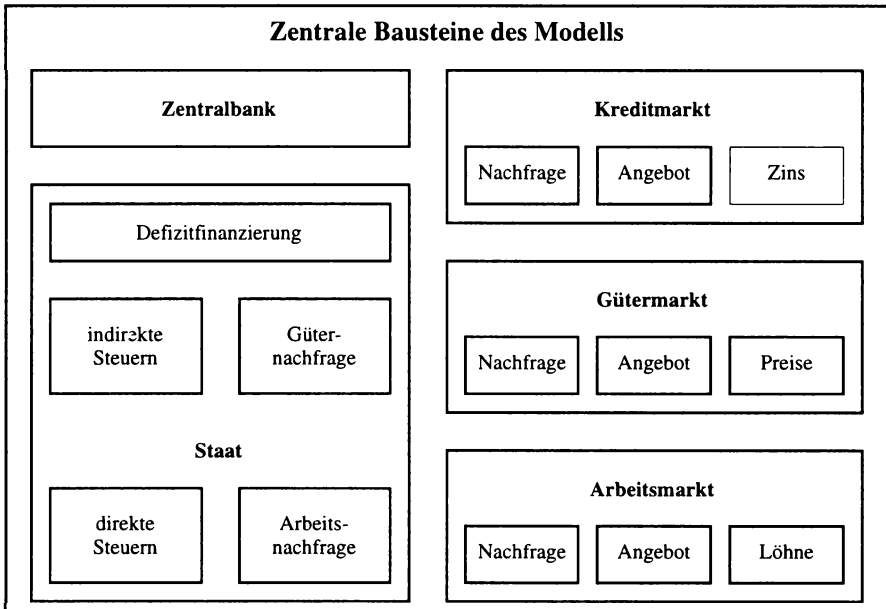
$$(11) \quad L_{YC} = YC / \left( \frac{Y}{L} \right).$$

#### 4. Die Struktur des Modells

Übersicht 1 liefert zunächst eine schematische Darstellung der zentralen Bausteine des Modells, wobei neben den bereits abschließend integrierten Komponenten auch Modellerweiterungen insbesondere bezüglich der Verhaltensfunktionen für Staat und Zentralbank aufgeführt werden, deren Implementation teilweise noch Gegenstand aktueller Forschungsarbeit ist.

Es können zunächst drei Märkte unterschieden werden, für die jeweils Nachfrage, Angebot und Preise modelliert werden, nämlich der Gütermarkt inklusive Außenhandel, der Arbeitsmarkt und der Kreditmarkt. Der Staat könnte zwar, insofern er als Nachfrager auf einem der drei Märkte auftritt, als bereits abgebildet betrachtet werden. Da sich jedoch über die Budgetgleichung und die Steuereinnahmen des Staates eine Verknüpfung der Aktivität auf den drei Märkten ergibt, wurde die gesamte staatliche Aktivität in einem separaten Sektor zusammengefaßt. Die Zentralbank bildet eine weitere wesentliche Komponente des Modells, da sie über den Geldmarkt einerseits Einfluß auf die Zinsentwicklung und möglicherweise über den Kreditmarkt zusätzlich auf die Kreditverfügbarkeit hat.

Für jeden dieser Bausteine werden die einzelnen Schätzgleichungen, unter den folgenden Aspekten beschrieben:



- ökonomische Spezifikation der Gleichung, kurze Hinweise auf die als relevant betrachteten, eventuell konkurrierenden theoretischen Ansätze,
- ökonometrische Schätzgleichung,
- Definition und Aufbereitung der Variablen,
- Ergebnisse der Schätzung und Interpretation.

Als ökonometrische Spezifikation liegt den meisten geschätzten Gleichungen ein Fehlerkorrekturmodell zugrunde. Damit wird einmal der Tatsache Rechnung getragen, daß die meisten der untersuchten Zeitreihen als nicht stationär charakterisiert werden müssen. Außerdem wird es dadurch möglich, die sich aus den theoretischen Modellen ergebenden Anpassungsverzögerungen auch empirisch abzubilden.

## 5. Die Komponenten des Modells im Detail

### 5.1. Die gesamtwirtschaftliche Nachfrage

Die reale gesamtwirtschaftliche Nachfrage<sup>10</sup>  $Y^d$  setzt sich aus den Nachfragekomponenten Konsum, Investitionen, Export- minus Importnachfrage und Staatsausgaben zusammen. Die gesamtwirtschaftliche Nachfrage ergibt sich somit zu

<sup>10</sup> Dieses Aggregat schließt die Wertschöpfung des Staates aus.

$$(12) \quad Y^d = C + C^s + I^v + I^a + I^w + (X^d - M^d),$$

wobei  $C$  für den privaten Konsum,  $C^s$  die staatliche Güternachfrage und  $I^v$ ,  $I^a$  und  $I^w$  für private Investitionen in Vorratsveränderungen, Anlagen und Gewerbebauten, sowie Wohnbauten stehen<sup>11</sup>.

Während für Konsum und Investitionen unterstellt wird, daß keine Rationierung der Nachfrage auftritt, wird angenommen, daß eventuell bestehende Ungleichgewichte auf dem Gütermarkt sich in Abweichungen der realisierten Handelsströme von deren angestrebten Werten manifestieren. Deshalb werden die effektive Importnachfrage  $M^d$  abzüglich der effektiven Exporte  $X^d$  als nachfragerrelevant betrachtet. Die tatsächlich beobachteten Importe  $M$  setzen sich dabei aus zwei Teilen zusammen, zum einen der eigentlichen oder effektiven Importnachfrage  $M^d$  und zum anderen aus der durch Überschußnachfrage auf dem heimischen Gütermarkt induzierten Übertragungsimporte  $M^u$ , d.h.

$$(13) \quad M^d = M - M^u.$$

Da lediglich  $M$ , nicht aber  $M^d$  und  $M^u$  beobachtet werden können, müssen diese Komponenten geschätzt werden. Dies geschieht mittels der Annahme, daß  $M^d = M$  genau für die Zeitperioden gilt, in denen der Auslastungsgrad im Inland sein historisches Minimum erreicht. Somit wird unterstellt, daß zu diesem Zeitpunkt die inländische Güternachfrage nicht beschränkt war.

### 5.1.1. Konsum

Die geschätzte Konsumfunktion basiert auf einem Modell intertemporaler Optimierung der Haushalte. In Anlehnung an die Kritik von Campbell und Mankiw an der restriktiven Form der ursprünglichen Modelle der „permanenten Einkommenshypothese“<sup>12</sup> bildet das aktuell verfügbare Einkommen auch erwartete zukünftige Vermögenszuwächse und die Liquidität für Konsumenten mit beschränkten Verschuldungsmöglichkeiten ab.

Daneben ergibt sich eine Abhängigkeit des Konsums vom Realzins. Diese bildet zwei gegenläufige Effekte ab: einen negativen Substitutionseffekt, da hohe Realzinsen den Konsum in der Zukunft im Verhältnis zum gegenwärtigen Konsum begünstigen, und einen positiven Einkommenseffekt, der aus den Erträgen aus vorhandenem Vermögen folgt. Letzterer wird jedoch bereits über die Variable verfügbares Einkommen erfaßt.

Insofern Erwartungen über zukünftiges Einkommen nicht vollständig über die Vermögensvariablen und das laufende Einkommen approximiert werden, werden Beschäftigungserwartungen durch die Höhe der Arbeitslosenquote und deren Veränderung approximiert. Wenn steigende Arbeitslosigkeit zu verstärktem „Vorsichtssparen“

11 Eine Liste aller verwendeten Variablenbezeichnungen findet sich in Anhang A.

12 Vgl. J.J. Campbell and N.G. Mankiw, Permanent Income, Current Income, and Consumption. „Journal of Business and Economic Statistics“, vol. 8 (1990), S. 265ff.

führt, weil mit einem erhöhten Beschäftigungsrisiko gerechnet wird, hat dies einen negativen Effekt auf den Konsum. Dem steht ein gegenläufiger Effekt durch die höhere marginale Konsumneigung der Arbeitslosen entgegen.

Zusätzlich wird die Inflationsrate des Konsumgüterpreisindex ( $\Delta^4 p^c$ ) in die Schätzung einbezogen. Diese Variable erfaßt insbesondere reale Vermögenseffekte aus nominalen Finanzanlagen, d.h. den Realkasseneffekt.

Zusammenfassend ergibt sich folgender Zusammenhang für die realen Konsumausgaben  $C^{13}$ :

$$(14) \quad C = f_c(Y^v, K^n, r, u, \Delta^4 p^c).$$

+ + - - -

Dabei ist  $Y^v$  das verfügbare Einkommen,  $K^n$  der reale Nettokapitalbestand (Anlagen und Wohnbauten) zu Periodenbeginn, der das gesamte auf den privaten Sektor entfallende Realvermögen abbildet,  $r$  die Umlaufrendite auf inländische Inhaberschuldverschreibungen abzüglich der Jahresinflationsrate des Konsumgüterpreisindex  $p^c$  und  $u$  die Arbeitslosenquote.

Die Konsumfunktion wurde als Fehlerkorrekturmodell geschätzt. In der Langfristlösung tauchen dabei alle Variablen mit dem erwarteten Vorzeichen auf. Lediglich das Niveau der Arbeitslosenquote bleibt ohne Einfluß auf die Konsumententscheidung. Dies kann damit begründet werden, daß die Einkommenswirkungen bestehender Arbeitslosigkeit bereits im verfügbaren Einkommen widergespiegelt werden. Die Veränderung der Arbeitslosenquote hingegen stellt einen Indikator für Änderungen der Erwartungen über zukünftiges Einkommen dar.

In die dynamische Spezifikation wurden keine Vermögensänderungsvariable einbezogen, da sonst die Gefahr der Schätzung tautologischer Beziehungen zwischen verfügbarem Einkommen, Konsum und Investitionen bestünde. Die Veränderung des Realzinses wies keinen signifikanten Einfluß auf. So verblieben in der dynamischen Spezifikation neben verzögerten Werten der endogenen Variablen und des verfügbaren Einkommens nur die jährliche Inflationsrate des Konsumgüterpreisindex<sup>13</sup> sowie dessen um ein Jahr verzögerter Wert und die um eine Periode verzögerte Veränderung der Arbeitslosenquote, die den theoretisch erwarteten negativen Effekt aufwies.

Um Sondereffekte im Zuge der deutschen Wiedervereinigung zu untersuchen, wurde die Gleichung für den Zeitraum 1962-2 bis 1989-3 und bis 1994-4 geschätzt. Für die längere Schätzperiode wurde neben Saisondummies noch eine Shiftdummy (D894) für 1989-4 mitgeschätzt<sup>14</sup>, die einen exogenen Anstieg des Konsums im Zuge der

13 Auf die Abbildung demographischer Veränderungen, z.B. Altersverteilung, und von Veränderungen der Einkommens- und Vermögensverteilung wurde verzichtet.

14 Die Variable D894 hat den Wert 0 bis einschließlich 1989-3 und den Wert 1 ab 1989-4.

Tabelle 1

Schätzergebnisse für Konsumausgaben				
Variable	Schätzperiode			
	1962-2 bis 1989-3		1962-2 bis 1994-4	
	(1)		(2)	
	Parameter	t-Statistik	Parameter	t-Statistik
Saisondummies				
Langfristbeziehung				
$\ln C_{t-1}$	-0,497	-4,66	-0,456	-4,21
$\ln Y_{t-1}^v$	0,282	2,66	0,285	2,59
$\ln R_{t-1} * 100$	-0,807	-4,03	-0,517	-3,22
$\ln K_{t-1}^n$	0,194	3,07	0,151	2,52
$\Delta^4 \ln P_{t-1}^c$	-0,342	-2,81	-0,254	-2,31
kurzfristige Dynamik				
$\Delta \ln U_{t-1}$	-1,022	-2,08	-1,038	-2,39
$\Delta \ln C_{t-1}$	-0,457	-3,88	-0,521	-4,30
$\Delta \ln C_{t-2}$	-0,253	-1,95	-0,274	-2,09
$\Delta \ln C_{t-3}$	-0,108	-0,86	-0,137	-1,08
$\Delta \ln C_{t-4}$	0,374	3,09	0,381	3,10
$\Delta \ln C_{t-5}$	0,144	1,42	0,072	0,70
$\Delta \ln Y_{t-1}^v$	0,301	2,30	0,342	2,56
$\Delta \ln Y_{t-2}^v$	-0,000	-0,00	0,089	0,67
$\Delta \ln Y_{t-3}^v$	0,279	2,26	0,283	2,29
$\Delta \ln Y_{t-4}^v$	-0,044	-0,40	0,040	0,36
$\Delta \ln Y_{t-5}^v$	0,204	2,02	0,212	2,11
$\Delta(\Delta^4 \ln P_t^c)$	-0,176	-0,80	-0,472	-2,27
$\Delta(\Delta^4 \ln P_{t-4}^c)$	-0,381	-2,09	-0,378	-2,10
D894	-		0,012	2,84
$\bar{R}^2$	0,987		0,983	
SEE	0,010		0,010	
LM(4)	0,396		0,606	
LM(8)	0,488		0,393	
LM(12)	0,646		0,635	

Eigene Berechnungen. – LM: Brench-Godfrey LM-Test.

Wiedervereinigung abbildet. Weitere Trendterme erwiesen sich als nicht signifikant<sup>15</sup>. Tabelle 1 weist die Ergebnisse dieser Schätzung für die beiden betrachteten Perioden aus.

Die Koeffizienten der Langfristbeziehung deuten zunächst auf eine schnelle Anpassung an Abweichungen vom implizierten langfristigen Zusammenhang hin. Fast die Hälfte derartiger Abweichungen werden durch Anpassungen der Konsumausgaben in einem Quartal korrigiert. Die langfristige Elastizität der Konsumausgaben in bezug auf verfügbares Einkommen und Vermögen liegt bei über 0,95 und entfällt zu ungefähr drei Fünfteln auf das laufende Einkommen. Für den realen Zinssatz ergibt sich der zu erwartende negative Substitutionseffekt, da der Einkommenseffekt bereits durch die anderen Variablen aufgefangen wird. Eine Erhöhung des Realzinses um 1 vH-Punkt reduziert demnach langfristig den Konsum um einen relativ hohen Wert von 1,1 vH. Schließlich findet sich auch für die Inflationsrate des Konsumgüterpreisindex das erwartete negative Vorzeichen.

Aus dem dynamischen Teil der Schätzergebnisse ist insbesondere der negative Einfluß einer Veränderung der Arbeitslosenquote festzuhalten. Eine Erhöhung der Arbeitslosenquote dämpft demnach offenbar kurzfristig die zukünftigen Einkommenserwartungen und führt zu einer entsprechenden Anpassung des aktuellen Konsums.

### 5.1.2. Staatliche Güternachfrage

Als staatliche Endnachfrage auf dem Gütermarkt  $C^s$  wird die Differenz zwischen den Vorleistungskäufen und den Verkäufen staatlicher Waren und Dienstleistungen zuzüglich der staatlichen Bruttoinvestitionen verstanden. Die staatlichen Bruttoinvestitionen werden in der vorliegenden Modellversion als exogen angenommen, werden aber in der weiteren Modellentwicklung endogenisiert.

Die Gleichung wird als Fehlerkorrekturmodell geschätzt, wobei unterstellt wird, daß die Ausgaben sich langfristig an der Beschäftigtenzahl im öffentlichen Sektor  $L^{b,s}$  orientieren. Um sich im Zeitablauf ändernde Ausgaben pro Beschäftigten abbilden zu können, wurde zusätzlich ein Trend mitgeschätzt. Ein weiterer Einfluß wird von der Finanzlage der öffentlichen Haushalte erwartet, welche durch die Zinszahlungen der öffentlichen Haushalte  $Z^s$  approximiert wird. Höhere Zinszahlungen aufgrund einer zunehmenden Verschuldung engen den Ausgabenspielraum der öffentlichen Haushalte ein und führen zu Einsparungen an anderen Stellen. Da die Personalkosten zumindest kurzfristig nur sehr wenig variiert werden können, bieten sich neben den staatlichen Investitionen vor allem die Güterkäufe für Ausgabenkürzungen an.

Die Schätzgleichung ergibt sich wie folgt:

- 
- 15 Um den Einfluß der Simultanität zwischen laufenden Konsumausgaben und laufendem verfügbarem Einkommen zu überprüfen, wurden auch Spezifikationen geschätzt, in denen die Veränderung des laufenden verfügbaren Einkommens enthalten war und entsprechend instrumentiert wurde. Die Schätzergebnisse wichen nur unwesentlich von den hier ausgewiesenen ab.



$$\begin{aligned}
 (15) \quad \Delta \ln C^s = & 0,002 T - 0,012 \Delta \ln C_{t-1}^s - 0,082 \Delta \ln C_{t-2}^s - 0,147 \Delta \ln C_{t-3}^s \\
 & (4,76) \quad (-0,11) \quad (-0,85) \quad (-1,73) \\
 & + 0,236 \Delta \ln C_{t-4}^s - 0,639 (\ln C_{t-1}^s - 0,911 \ln L_{t-1}^{b,s} + 0,070 \ln Z_{t-1}^s). \\
 & (3,35) \quad (-5,71) \quad (-4,60) \quad (2,53)
 \end{aligned}$$

Das korrigierte Bestimmtheitsmaß  $\bar{R}^2$  der Gleichung beträgt 0,966, der Standardfehler der Schätzung 0,031 und die Box-Pierce Q-Statistik (BP) für 8 bzw. 12 Lags beträgt 9,64 bzw. 19,10.

Die Schätzergebnisse weisen einen positiven Zusammenhang zwischen Beschäftigtenzahl und staatlicher Güternachfrage aus. Eine angespannte Finanzlage führt hingegen zu tendentiell geringeren Ausgaben. Sowohl die Beschäftigten als auch die Zinszahlungen waren nur in der Langfristbeziehung signifikant, für die Dynamik konnte kein Einfluß festgestellt werden. Dies dürfte mit der relativ langfristigen und starren Planung der öffentlichen Haushalte zusammenhängen.

### 5.1.3. Anlageinvestitionen

Die Nachfragekomponente Investitionen wurde für die vorliegende Modellversion in drei Subaggregate zerlegt, für die aus theoretischer Sicht unterschiedliche Bestimmungsgründe zu erwarten sind. Zentraler Bestandteil des theoretischen Ungleichgewichtsmodells ist die Abbildung der Entwicklung des Anlagekapitals, die über die Anlageinvestitionen abgebildet wird. Für dieses Teilsegment der Investitionen ist auch am ehesten anzunehmen, daß Effekte asymmetrischer Information dazu führen können, daß die Finanzierungsseite einen Einfluß auf das Aggregat hat<sup>16</sup>. Die Wohnbauinvestitionen machen ebenfalls einen großen Anteil der Gesamtinvestitionen aus, unterliegen aber sowohl auf der Finanzierungsseite als auch auf der Ertragsseite (Mietenregulierung, steuerliche Förderung, direkte Wohnbauförderung, Hypothekenfinanzierung) deutlich anderen Rahmenbedingungen. Die Veränderungen der Vorratsbestände schließlich weisen von den drei Subaggregaten die höchste Volatilität auf, weswegen eine besonders auf die kurzfristige Dynamik orientierte Spezifizierung der Schätzgleichung sinnvoll erscheint.

Die ökonometrische Spezifizierung von Investitionsgleichungen, die einmal den theoretisch abgeleiteten Erwartungen genügen und dazu auch im kurzfristigen Bereich einen möglichst hohen Erklärungsgehalt liefern, gilt als eine der größeren Herausforderungen in makroökonomischen Modellen. Smolny führt einige Probleme auf, die dieses Unterfangen schon a priori erschweren<sup>17</sup>: Messung des Kapitalstocks und seiner Abschreibungsrate, Erfassung der marginalen Kosten einer Investition (inkl. Steuern

16 Vgl. J. Blum und M. Hellwig, Die makroökonomischen Wirkungen von Eigenkapitalvorschriften für Banken. In: D. Duwendag (Hrsg.), Finanzmärkte, Finanzinnovationen und Geldpolitik. (Schriften des Vereins für Socialpolitik, Heft 242.) Berlin 1996, S. 41ff., und P. Winker, Rationierung auf dem Markt für Unternehmenskredite in der BRD. Tübingen 1996.

17 Vgl. W. Smolny, S. 208f.

und Finanzierungshemmnisse) und die Abbildung der für die Investitionsentscheidung zentralen Erwartungen über zukünftige Produktion und Preise. Dessen ungeachtet sind die Anlageinvestitionen eine der zentralen Variablen des Modells, weil sie einmal eine besonders volatile Komponente der aggregierten Nachfrage darstellen, und zum anderen, weil sie über die Kapitalakkumulation das Produktionspotential mitbestimmen.

Die zentralen Bestimmungsgrößen für die Investitionsnachfrage sind in unserem Modell die Investitionen der Vorperioden, die erwartete Aktivität auf dem Gütermarkt  $Y^a$  und die erwartete Änderung der Kapitalnutzungskosten  $\Delta^4 ucr$ . Nach der Integration des Kreditmarktes in das Modell wird zusätzlich eine Abhängigkeit vom verfügbaren realen Kreditvolumen  $Kr^f$  zugelassen. Die Aktivitätsvariable  $Y^a$  hängt kurzfristig im wesentlichen von der Gütermarktnachfrage ab. Daneben wird sie noch vom Arbeitsangebot beeinflusst. Die Definitionsgleichung findet sich im Abschnitt Gütermarkt. Die Kapitalnutzungskosten  $ucr$  sind definiert als realer Zinssatz (Inflationsbereinigung mit BSP-Deflator) zuzüglich Abschreibungsrate multipliziert mit dem relativen Investitionsgüterpreis.

Zur Modellierung der Erwartungsbildung hinsichtlich  $Y^a$  und  $ucr$  wurden in einem ersten Schritt eine Instrumentenschätzung auf eine verzögerte Informationsmenge durchgeführt<sup>18</sup>.

In Tabelle 2 werden die Standardfehler ( $10^6$ ) der Schätzgleichung für die Anlageinvestitionen für unterschiedlich lange verzögerte Informationsmengen ausgewiesen. Um für die mögliche partielle Endogenität des Kreditvolumens  $Kr^f$  zu kontrollieren, wurde eine Instrumentvariablenschätzung durchgeführt, wobei das Kreditvolumen mit den Variablen aus den Kreditmarktgleichungen instrumentiert wurde.

Die Ergebnisse zeigen ein Minimum, wenn die Informationsmenge für  $ucr$  um drei und die für  $Y^a$  um zwei Quartale verzögert wird. Die Interpretation dieses Randminimums ist schwierig, zumal eine Erwartungsbildung für die Anlageinvestitionsentscheidung von nur zwei Quartalen sehr kurz wäre. Daher wird das innere lokale Minimum für  $ucr$  mit ebenfalls um drei Quartale und für  $Y^a$  mit um sieben Quartale verzögerter Informationsmenge präferiert. Dies entspricht der Vorstellung, daß es Investitionsprojekte gibt, die ohne viel Vorlauf umgesetzt werden können, und andere, die einen längeren Planungs- und Umsetzungsprozeß erforderlich machen. In der Schätzung waren die Erwartungswerte der Variablen nicht für beide Laglängen signifikant. Für die Nutzungskosten  $ucr_t$  wurde zusätzlich dessen Wert vor vier Quartalen  $ucr_{t-4}$  in die Schätzung miteinbezogen. Dies deutet darauf hin, daß für die Investitionsentscheidung eher die Änderung als das Niveau von  $ucr$  eine Rolle spielt. Da durch einen Wald-Test die Koeffizientenrestriktion nicht verworfen werden konnte, wird für die Schätzung  $\Delta^4 \ln ucr$  eingesetzt. Die geschätzte Gleichung für die Anlageinvestitionen lautet somit

---

18 Das Vorgehen entspricht dem in W. Smolny, S. 172f. Als Instrumente wurden für die Aktivitätsvariable neben eigenen verzögerten Werten verzögerte Werte für die Arbeitslosenquote, ein Geschäftserwartungsindikator, das reale Kreditvolumen und die Insolvenzrate verwendet. Für die Kapitalnutzungskosten wurden neben eigenen verzögerten Werten zusätzlich die Variablen Reallöhne, BIP und Kapazitätsauslastungsgrad benutzt.

Tabelle 2

Erwartungsbildung für Anlageinvestitionen ( $\Delta \ln K^a$ )							
$E_{t-k} (Y^a)$	$E_{t-k}(ucr)$						
	2	3	4	5	6	7	8
2	473	453	454	459	461	462	464
3	471	465	466	471	473	473	475
4	470	466	477	482	482	481	484
5	471	466	482	487	487	486	489
6	468	464	480	487	487	487	490
7	470	463	481	488	489	488	491
8	478	469	483	491	492	491	492

Eigene Berechnungen. – Erläuterungen vgl. Text.

$$\begin{aligned}
 (16) \quad \Delta \ln K_t^a &= 0,764 \Delta \ln K_{t-1}^a + 0,111 \Delta \ln K_{t-2}^a - 0,003 \Delta \ln K_{t-3}^a \\
 &\quad (10,11) \quad (1,16) \quad (0,03) \\
 &\quad + 0,418 \Delta \ln K_{t-4}^a - 0,471 \Delta \ln K_{t-5}^a \\
 &\quad (4,27) \quad (-6,33) \\
 &\quad - 0,0121 (\ln K_{t-1}^a - 0,409 E_{t-6}(\ln Y_{t-1}^a)) + 0,120 E_{t-3}(\Delta^4 ucr_{t-1}) - 0,460 \ln K_{t-1}^r. \\
 &\quad (-3,66) \quad (2,99) \quad (3,63) \quad (2,42) \\
 &\quad \bar{R}^2: 0,982; Q(8): 7,44; Q(12): 9,34.
 \end{aligned}$$

Von üblichen Spezifikationen der Nachfrage nach Anlageinvestitionen weicht die hier benutzte insofern ab, als das Kreditvolumen  $Kr^r$  als erklärende Variable einbezogen wird. Dies geschieht vor dem Hintergrund eines möglichen Einflusses der Finanzierungsseite auf die Investitionsentscheidung, wie er sich etwa aus den gängigen Modellen zur Kreditrationierung aufgrund asymmetrischer Information ergibt<sup>19</sup>. Da im Rahmen des vorliegenden Modells keine explizite Modellierung der Überschubnachfrage auf dem Kreditmarkt erfolgt<sup>20</sup>, kann nur das Kreditvolumen, das als überwiegend durch das Kreditangebot bestimmt betrachtet werden darf<sup>21</sup>, als erklärende Variable in der Investitionsleichung herangezogen werden<sup>22</sup>.

#### 5.1.4. Wohnbauinvestitionen

Für die Wohnbauinvestitionen findet sich neben einer starken dynamischen Komponente, d.h. der Abhängigkeit von vergangenen Werten für die endogene Variable, in

19 Vgl. P. Winker für eine Übersicht und empirische Evidenz für die Bundesrepublik Deutschland.

20 Vgl. Abschnitt 5.2.

21 Vgl. P. Winker, S. 148ff.

22 Dieses Vorgehen entspricht dem Vorschlag von J. Blum und M. Hellwig.

Tabelle 3

Erwartungsbildung für Wohnungsbauinvestitionen							
	t - 2	t - 3	t - 4	t - 5	t - 6	t - 7	t - 8
SEE * 10 <sup>6</sup>	420	426	407	399	402	403	397
Eigene Berechnungen. – Erläuterungen vgl. Text.							

einem Fehlerkorrekturmodell eine Abhängigkeit der Langfristlösung für den Wohnbaukapitalbestand  $K^w$  von erwarteten Werten für den gesamtwirtschaftlichen Output  $Y$  und die Veränderung der relativen Preise für Mieten frei finanziierter Wohnungen  $p^w/p$ . Ein Einfluß von Kapitalnutzungskosten oder (Real-) Zinsen wurde nicht gefunden. Ebenfalls getestete Trendterme und die Wiedervereinigungsdummy  $D894$  waren nicht signifikant.

In Tabelle 3 werden wieder die Standardfehler ( $10^6$ ) der Investitionsgleichung für unterschiedliche Zeitpunkte der Erwartungsbildung ausgewiesen.

Ein lokales Minimum für den Standardfehler der Schätzgleichung ergibt sich demnach, wenn eine Erwartungsbildung mit einem Vorlauf von fünf Quartalen unterstellt wird. Die geschätzte Gleichung für die Wohnbauinvestitionen lautet somit

$$\begin{aligned}
 (17) \quad \Delta \ln K_t^w = & 0,777 \Delta \ln K_{t-1}^w - 0,080 \Delta \ln K_{t-2}^w - 0,029 \Delta \ln K_{t-3}^w + 0,645 \Delta \ln K_{t-4}^w \\
 & (11,06) \quad (-1,28) \quad (-0,52) \quad (9,80) \\
 & - 0,545 \Delta \ln K_{t-5}^w - 0,004 (\ln K_{t-1}^w - 0,746 E_{t-5}(\ln Y_{t-1})) - 5,64 E_{t-5} \Delta (\ln p_{t-1}^w - \ln p_{t-1}) \\
 & (-7,92) \quad (-3,29) \quad (2,54) \quad (2,95) \\
 & \bar{R}^2: 0,978; LM(8): 1,52; LM(12): 2,11.
 \end{aligned}$$

Wünschenswert für die Modellierung der Wohnbauinvestitionen wäre auch die Einbeziehung von Variablen, die die öffentliche Förderung abbilden. Hier sind Daten über die Fördermittel für den sozialen Wohnungsbau vorhanden. Die wahrscheinlich gewichtigere Förderung über Abschreibungsmöglichkeiten, Baukindergeld usw. kann aus der amtlichen Statistik jedoch nicht unmittelbar entnommen werden.

In Anbetracht der großen Unterschiede im Verlauf der Preisindizes der Mieten und des Outputs ist nicht offensichtlich, wie die Preissteigerungsrate für die Mieten endogenisiert werden könnte. Ein einfaches „Anhängen“ an den Outputdeflator scheidet jedenfalls aus. Zunächst wird dieser Preisindex deshalb als exogen gegeben angenommen.

### 5.1.5. Vorratsveränderungen

Auch diese Nachfragekomponente war in den zuletzt benutzten Modellversionen unter die Investitionen subsumiert. Die Arbeit von Smolny enthält jedoch bereits eine

Tabelle 4

Schätzergebnisse für Vorratsveränderungen			
Variable	Parameter		t-Statistik
$\Delta \ln K^V$	$\alpha_1$	0,118	1,38
	$\alpha_2$	0,157	1,92
	$\alpha_3$	-0,097	-1,21
	$\alpha_4$	0,175	2,28
	$\alpha_5$	-0,097	-1,31
$\Delta \ln Y$	$\beta_1$	0,099	1,80
	$\beta_2$	0,046	0,84
	$\beta_3$	0,167	3,05
	$\beta_4$	0,150	3,08
	$\beta_5$	0,093	1,84
Trend ab 1989-4	1960-1 bis 1989-3 t = 0		
t	-0,0015	-2,31	
t <sup>2</sup>	3,90 x 10 <sup>-5</sup>	3,78	
t <sup>3</sup>	-2,25 x 10 <sup>-8</sup>	-4,08	
D <sub>89,4</sub>	0,002	0,07	
$\Delta D_{89,4}$	0,021	2,16	
$\lambda$	0,170	4,08	
$\gamma$	0,776	3,07	
R <sup>2</sup>	0,943		
SEE x 100	0,843		
LM (4)	0,465		
LM (8)	0,693		
LM (12)	0,524		
Eigene Berechnungen. – Erläuterungen vgl. Text.			

Spezifikation<sup>23</sup>. Ausgehend von zwei unterschiedlichen theoretischen Modellen zur Erklärung der Vorrathaltung, namentlich Fertigwarenlager (production smoothing) versus Rohstoff- und Zwischenproduktlager (Inputfaktor), ergibt dort die empirische Untersuchung, daß die Vorrathaltung im wesentlichen von der Produktion abhängt, d.h. nicht nachfrageinduziert ist. Ferner wird unterstellt, daß aufgrund der hohen Umschlaggeschwindigkeit der Vorratsbestände eine schnelle Reaktion auf veränderte Outputmengen erfolgen kann, so daß auf eine Modellierung von Erwartungen, wie sie für die anderen Kapitalaggregate vorgenommen wird, verzichtet werden kann.

23 Vgl. W. Smolny, S. 194ff.

Die realen Vorratsbestände (zu Periodenende) werden ausgehend von Startwerten für 1961 vom Statistischen Bundesamt durch Fortschreibung mit den realen Vorratsveränderungen (Preise von 1991) des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) ermittelt. Diese Vorratsbestände umfassen im wesentlichen den Unternehmenssektor, wobei die Bestände in der Regel zu Buchwerten erfaßt werden, bei der Berechnung der nominalen Größen aber versucht wird, Bewertungsänderungen durch Preissteigerungen herauszurechnen. Neben dem Unternehmenssektor werden noch Vorräte des Staates an Mineralölprodukten und Kernbrennstoffen miterfaßt.

Als einfachste dynamische Spezifikation wird ein Fehlerkorrekturmodell zwischen Vorratsbeständen und realer Produktion geschätzt

$$(18) \quad \Delta \ln K_t^v = \sum_{i=1}^5 \alpha_i \Delta \ln K_{t-i}^v + \sum_{i=1}^5 \beta_i \Delta \ln Y_{t-i} - \lambda (\ln K_{t-1}^v - \gamma \ln Y_{t-1}) .$$

Diese Spezifikation kann – ergänzt um die übliche Konstante und Saisondummies – die kurzfristige Dynamik der Vorratsveränderungen trotz der bestehenden Probleme bei der Datenerfassung recht gut abbilden. Der Fehlerkorrekturterm wird allerdings nur dann signifikant, wenn zusätzlich deterministische Trendterme eingeführt werden. Für den Zeitraum 1960-1 bis 1989-4 ist hierfür ein Trendpolynom dritten Grades notwendig. Wird die Schätzperiode bis 1994-4 verlängert, ist einmal die Verwendung einer Dummy für 1989-4 (D894) naheliegend, die einen deutlich unter dem normalerweise für das vierte Quartal auftretenden Rückgang der Vorratsbestände abbildet. Außerdem muß das Trendpolynom entweder auf seinem Wert in 1989-4 konstant gehalten werden, oder es muß ein Trendpolynom fünften Grades über den Gesamtzeitraum geschätzt werden. Eine naheliegende ökonomische Erklärung für die durch das Trendpolynom abgebildete langfristige Veränderung des Zusammenhangs zwischen Vorratsbeständen und Produktion fehlt bisher.

Die Ergebnisse der Schätzung für die Spezifikation mit konstantem Trendterm ab 1989-4 sind in Tabelle 4 ausgewiesen.

### 5.1.6. Exporte

Bei der empirischen Spezifikation von Ex- und Importen ergeben sich im Zuge der Wiedervereinigung Schwierigkeiten bei der Definition der Variablen. Die dem Modell zugrundeliegende volkswirtschaftliche Gesamtrechnung des DIW schließt in seine Exportzahlen die Exporte in die neuen Bundesländer ein, so daß die westdeutschen Exporte deutlich größer ausfallen als die gesamtdeutschen. Da für den innerdeutschen Handel nur sehr unpräzise Statistiken zur Verfügung stehen, wurde in der Folge angenommen, daß der Außenhandel der DDR nach der Wiedervereinigung vollständig zum Erliegen kam. Die Differenz zwischen den Exporten Westdeutschlands und Gesamtdeutschlands wird dann als (exogene) Nachfrage der neuen Bundesländer nach Gütern aus Westdeutschland benutzt. Die geschätzte Exportgleichung bezieht sich damit nach der Wiedervereinigung auf die gesamtdeutschen Exporte, die dann die Exporte ins Ausland abbilden.

Die Exporte werden in Abhängigkeit vom Einkommen und von den relativen Preisen spezifiziert. Dazu kommen Indikatoren für die Überschußnachfrage auf in- und ausländischen Gütermärkten. Dafür wird hier der Kapazitätsauslastungsgrad für die Bundesrepublik  $q$  (endogen) bzw. ein mit den Außenhandelsanteilen gewichteter mittlerer Auslastungsgrad für Frankreich, die Niederlande, Italien, die Vereinigten Staaten und Großbritannien  $q^a$  (exogen) verwendet.

In der Exportgleichung erwies sich der inländische Auslastungsgrad als nicht signifikant, und auch der ausländische geht nur in die Dynamik der Schätzgleichung ein. Demnach erfolgen Anpassungen an eine binnenländische Überschußnachfrage in Deutschland im wesentlichen durch eine Erhöhung der Importe, während das Exportvolumen nicht signifikant reagiert. Dies kann beispielsweise auf verlorene Kosten bei der Bedienung ausländischer Märkte zurückgeführt werden.

Als Schätzgleichung für die Exporte ergab sich

$$(19) \quad \Delta \ln X_t = -0,397 \Delta \ln X_{t-1} + 0,360 \Delta \ln M_t^w + 0,316 \Delta \ln q_{t-1}^a \\ (-5,76) \quad (3,84) \quad (1,63) \\ -0,321 \Delta (\ln p_t^x - \ln p_t^w) - 0,223 (\ln X_{t-1} - 1,038 \ln M_{t-1}^w + 0,690 (\ln p_{t-1}^x - \ln p_{t-1}^w)), \\ (-3,38) \quad (-5,10) \quad (5,10) \quad (3,41)$$

wobei die ebenfalls mitgeschätzten Saisondummies und die signifikante Shiftdummy für 1989-4 nicht ausgewiesen wurden.  $M^w$  steht für die realen Importe der führenden Industrieländer, welche die Weltnachfrage nach Importen approximieren. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß  $R^2$  betrug für diese Gleichung 0,783, und der Standardfehler der Schätzung belief sich auf 0,0282. Die LM-Statistiken von 1,16 bei 8 und 1,10 bei 12 Lags deuten auf keine signifikante Autokorrelation der Residuen hin.

### 5.1.7. Importe

Da Rohstoffe und Halbwaren bei den Importen eine stark von den anderen Importen abweichende Preisentwicklung (OPEC I, II, Ölpreisrückgang 1986, Golfkrieg) aufweisen, wurde für diesen Teil der Importe eine getrennte Gleichung spezifiziert, für die keine Abhängigkeit von einer eventuellen Ungleichgewichtssituation auf dem Binnenmarkt modelliert wurde. Außerdem ermöglicht es diese zusätzliche Gleichung, in durch das Aggregationsniveau notwendigerweise sehr begrenzter Form, auch die Auswirkungen von Erhöhungen der Rohstoff- und Energiepreise, etwa durch Einführung einer Energiesteuer, abzubilden.

Die anderen Importe (Fertigwaren und Produkte der Ernährungswirtschaft) werden in Abhängigkeit vom Einkommen und von den relativen Preisen spezifiziert. Dazu kommen Indikatoren für die Überschußnachfrage auf in- und ausländischen Gütermärkten. Dafür wird wieder der Kapazitätsauslastungsgrad für die Bundesrepublik  $q$  bzw. ein mit den Außenhandelsanteilen gewichteter mittlerer Auslastungsgrad für Frankreich, die Niederlande, Italien, die Vereinigten Staaten und Großbritannien  $q^a$  verwendet.

Die geschätzte Gleichung für die restlichen Importe  $M^0$  lautet

$$\begin{aligned}
 (20) \quad \Delta \ln M_t^0 = & -0,307 \Delta \ln M_{t-1}^0 + 0,065 \Delta \ln M_{t-2}^0 + 0,079 \Delta \ln M_{t-3}^0 + 0,233 \Delta \ln M_{t-4}^0 \\
 & (-3,94) \qquad (0,70) \qquad (0,95) \qquad (3,42) \\
 & + 0,631 \Delta \ln Y_t^E - 0,489 \Delta^4 \ln Y_{t-1}^E + 0,501 \Delta \ln q_t + 0,584 \Delta \ln q_{t-2} \\
 & (4,67) \qquad (-2,79) \qquad (2,40) \qquad (2,80) \\
 & - 0,774 \Delta (\ln p_t^m - \ln p_t) + 0,297 \Delta (\ln p_{t-2}^m - \ln p_{t-2}) \\
 & (-6,99) \qquad (2,52) \\
 & - 0,348 (\ln M_{t-1}^0 - 2,07 \ln Y_{t-1}^E + 0,623 (\ln p_{t-1}^m - \ln p_{t-1})) - 1,250 \ln q_{t-1} + 1,368 \ln q_{t-1}^a, \\
 & (-5,09) \qquad (4,79) \qquad (4,12) \qquad (3,12) \qquad (3,42)
 \end{aligned}$$

wobei  $Y^E$  für das Bruttoinlandsprodukt einschließlich Staat steht und  $(\ln p^m - \ln p)$  den relativen Preis der Importgüter in heimischer Währung ausdrückt. Ebenfalls mitgeschätzte Saisondummies werden nicht ausgewiesen. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß  $R^2$  betrug für diese Gleichung 0,846, und der Standardfehler der Schätzung belief sich auf 0,0271. Die Werte der LM-Statistik für 8 bzw. 12 Lags von 1,20 bzw. 0,90 deuten auf keine Autokorrelationsprobleme hin.

Durch die zusätzliche Annahme, daß tatsächliche Importe und effektive Importnachfrage nur in Perioden minimaler Kapazitätsauslastung zusammenfallen, kann daraus wie oben dargestellt  $M^d$  berechnet werden.

In der Langfristlösung ergibt sich neben dem erwarteten Effekt der relativen Preise eine sehr hohe Elastizität des Einkommens, die auch den Zuwachs des Welthandels abbildet. Eine Erhöhung des Sozialproduktes um 1 vH geht demnach mit einer Erhöhung des Importvolumens von mehr als 2 vH einher. Schließlich sind die Koeffizienten für die inländische und ausländische Kapazitätsauslastung von vergleichbarer Größenordnung und deutlich signifikant. Eine hohe Kapazitätsauslastung im Inland als Indikator für einen Nachfrageüberschuß auf dem Gütermarkt führt also zu höheren Importen.

Importe für Rohstoffe und Halbwaren werden als abhängig vom Produktionsvolumen und ihrem relativen Preis modelliert. Kurzfristig erwies sich zusätzlich die Kapazitätsauslastungsvariable als signifikant. Darin ist jedoch kein Übertragungseffekt einer Überschußnachfrage auf dem Binnenmarkt zu sehen, da es nur eine sehr geringe Substitutionalität zwischen Rohstoffen und Halbwaren und auf dem heimischen Markt erzeugten Gütern geben dürfte. Gegen eine derartige Interpretation spricht auch das gänzliche Fehlen eines langfristigen Zusammenhangs. Ein alternativer Erklärungsansatz ist eine prozyklische Lagerhaltung von Rohstoffen.

Zusätzlich wird ein deterministischer, quadratischer Trend einmal für den Zeitraum bis 1989-3 und mit anderen Koeffizienten für den Zeitraum ab 1989-4 mitgeschätzt. Der zunächst leicht ansteigende und ab 1975 fallende Verlauf dieses Trends kann als Approximation für den technischen, Rohstoff und Energie sparenden Fortschritt in



einer Faktornachfragefunktion betrachtet werden. Der kurzfristige (signifikante) Wiederanstieg ab 1989-4 ist als Sondereffekt der Wiedervereinigung zu interpretieren.

Die geschätzte Gleichung für die realen Importe von Rohstoffen und Halbwaren lautet

$$\begin{aligned}
 (21) \Delta \ln M_t^{rh} = & -0,332 \Delta \ln M_{t-1}^{rh} - 0,147 \Delta \ln M_{t-2}^{rh} - 0,416 \Delta \ln Y_{t-1}^e - 0,712 \Delta \ln Y_{t-2}^e \\
 & (3,78) \qquad (1,87) \qquad (2,13) \qquad (4,61) \\
 & + 1,075 \Delta \ln q_t + 0,861 \Delta \ln q_{t-1} + 0,826 \Delta \ln q_{t-2} - 0,242 \Delta (\ln p_t^m - \ln p_t) \\
 & (4,63) \qquad (3,37) \qquad (3,39) \qquad (5,17) \\
 & + 0,218 \Delta (\ln p_{t-2}^m - \ln p_{t-2}) - 0,302 (\ln M_{t-1}^{rh} - 1,520 \ln Y_{t-1}^e + 0,178 (\ln p_{t-1}^m - \ln p_{t-1})), \\
 & (4,12) \qquad (4,21) \qquad (2,46) \qquad (2,76)
 \end{aligned}$$

wobei die ebenfalls mitgeschätzten Saisondummies und die Trendterme nicht ausgewiesen wurden. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß  $R^2$  betrug für diese Gleichung 0,619, und der Standardfehler der Schätzung belief sich auf 0,030. Die Box-Pierce Q-Statistik für 8 bzw. 12 Lags erwies sich mit Werten von 7,51 bzw. 8,66 als völlig insignifikant.

## 5.2. Der Kreditmarkt

Kreditmärkte spielen in den meisten ökonomischen Makromodellen – wenn überhaupt – eine nur untergeordnete Rolle. Dies kann als ein Ergebnis der Theoriebildung gesehen werden, die in früheren Jahren eine klare Dichotomie zwischen monetären und realen Größen herauszuarbeiten suchte. Wegweisend für dieses Konzept im Bereich der Unternehmensfinanzierung war sicher die Arbeit von Modigliani und Miller, in der dargestellt wurde, unter welchen Bedingungen die Entscheidung von Unternehmen über Investition und Produktion vollständig unabhängig von der Finanzierungsseite sind<sup>24</sup>. Natürlich kann die Frage über die Existenz und Wirkungskanäle realer Wirkungen monetärer Effekte noch keinesfalls als abgeschlossen betrachtet werden. Jedoch haben mikroökonomische Theorien, die den Informationsaspekt stärker betonen, eine neue Fundierung für reale Auswirkungen der Finanzierungsseite geliefert. Für den Bereich der Kreditfinanzierung ist hier besonders auf Stiglitz und Weiss zu verweisen, die ein Modell endogener Kreditrationierung unter asymmetrischer Information entwickelt haben<sup>25</sup>.

Mittlerweile wurden diese Ansätze in vielfacher Hinsicht erweitert und verfeinert. Mit der zunehmenden Verfügbarkeit von firmenspezifischen Daten wurde Ende der achtziger Jahre und verstärkt in den neunziger Jahren auch eine empirische Überprüfung der Hypothesen auf Mikroebene möglich. Winker liefert neben einer Übersicht über diese Literatur auch empirische Evidenz für das Vorliegen von Finanzierungsre-

24 Vgl. F. Modigliani and M. Miller, *The Cost of Capital, Coporation Finance, and the Theory of Investment*. „American Economic Review“, vol. 48 (1958), S. 261ff.

25 Vgl. J.E. Stiglitz and A. Weiss, A., *Credit Rationing in Markets with Imperfect Information*. „American Economic Review“, vol. 71 (1981), S. 393ff.

striktionen auf Unternehmensebene in der Bundesrepublik Deutschland<sup>26</sup>. Zusammenfassend deuten diese Ergebnisse darauf hin, daß Banken eine besondere Rolle in der Finanzierung von Unternehmen spielen und daß Informationsunvollkommenheiten zu Restriktionen führen können, die ihrerseits reale Auswirkungen auf die Tätigkeit der Unternehmen haben. Unter dieser Voraussetzung ist die Modellierung des Kreditmarktes möglicherweise von Bedeutung, insbesondere für die Erklärung der Investitionstätigkeit der Unternehmen.

Die vollständige Modellierung von Kreditzins, -angebot und -nachfrage im Rahmen eines Ungleichgewichtsansatzes führt zu einem komplexen Maximum-Likelihood-Schätzer, dessen numerische Lösung mit den gängigen Verfahren, insbesondere unter Einbeziehung der Zeit nach der deutschen Wiedervereinigung, kaum möglich erscheint. In Winker ist eine derartige Schätzung für die Zeit bis zur deutschen Wiedervereinigung enthalten<sup>27</sup>. Die Ergebnisse deuten darauf hin, daß das Kreditvolumen überwiegend vom Kreditangebot der Banken determiniert wird<sup>28</sup>.

Das Kreditangebot der Banken selbst wird durch zwei Komponenten bestimmt. Zunächst unterliegen die Banken in Deutschland gesetzlichen Regulierungen, die hinsichtlich ihres Kreditvergabeverhaltens im wesentlichen durch Eigenkapitalanforderungen determiniert werden<sup>29</sup>. Dadurch wird die Möglichkeit der Kreditvergabe durch die Banken auf ein festes Vielfaches des Eigenkapitals beschränkt. Im Zuge der internationalen Harmonisierung der Bankenregulierung wurde dieser Faktor von zuvor 18 zum 1. Januar 1993 auf 12,5 gesenkt<sup>30</sup>. Die zweite die Kreditvergabemöglichkeiten der Banken bestimmende Komponente stellen die Einlagen – evtl. abzüglich der Mindestreservehaltung – dar. Da es für Einlagen alternative Anlageformen, etwa das Halten von Staatsanleihen, gibt, wird hier eine Portfolioentscheidung in Abhängigkeit von den relativen Zinssätzen eine Rolle spielen.

Ähnlich wie in Blum und Hellwig<sup>31</sup> ergibt sich folgende Gleichung für das Kreditangebot der Banken

$$(22) \quad Kr^s = \min \{ f(EK), g(D) \},$$

wobei  $f(EK)$  das Kreditangebot aufgrund der Eigenkapitalrestriktion und  $g(D)$  dasjenige auf Grundlage der verfügbaren Einlagen wiedergibt.

---

26 Vgl. P. Winker.

27 Vgl. P. Winker.

28 J. Blum und M. Hellwig gehen bei der Analyse des Kreditmarktes von vorneherein nur von der Angebotsentscheidung der Banken aus.

29 Vgl. M. Dewatripont and J. Tirole, *The Prudential Regulation of Banks*. Cambridge 1993, S. 47ff., und P. Winker, S. 159ff.

30 In den Vereinigten Staaten wurde die Einführung bzw. Verschärfung derartiger Eigenkapitalanforderungen im Zuge der internationalen Harmonisierung Ende der achtziger Jahre für den sogenannten „credit crunch“ in einigen Bundesstaaten verantwortlich gemacht. Vgl. B.S. Bernanke and C.S. Lown, *The Credit Crunch*. „Brookings Papers on Economic Activity“, vol. 1991, no. 2, S. 205ff.; J. Peek and E.S. Rosengreen, *The Capital Crunch in New England*. „New England Economic Review“, vol. 5/6 (1992), S. 21ff., und A.N. Berger and G.F. Udell, *Did Risk-Based Capital Allocate Bank Credit and Cause a „Credit Crunch“ in the United States?* „Journal of Money, Credit, and Finance“, vol. 26 (1994), S. 585ff.

31 Vgl. J. Blum und M. Hellwig.

Tabelle 5

Schätzergebnisse für das Kreditangebot				
Variable	f (EK)		g (D)	
	Parameter	t-Statistik	Parameter	t-Statistik
Konstante	0,9992	7,511	0,9289	29,677
D1	0,0118	1,931	-0,0092	-1,004
D1(-1)	-0,0103	-2,209	-0,0044	-0,488
D1(-2)	-0,0093	-1,997	-0,0032	-0,359
ln EK	0,9222	87,655	-	
$\lambda$	0,7302	18,341	-	
ln ir	-0,0229	-3,589	-0,0212	-1,252
ln D	-		0,8391	62,066
ln $r^{Kr}$	-		0,7920	3,133
SEE	0,0048	2,962	0,0350	9,828

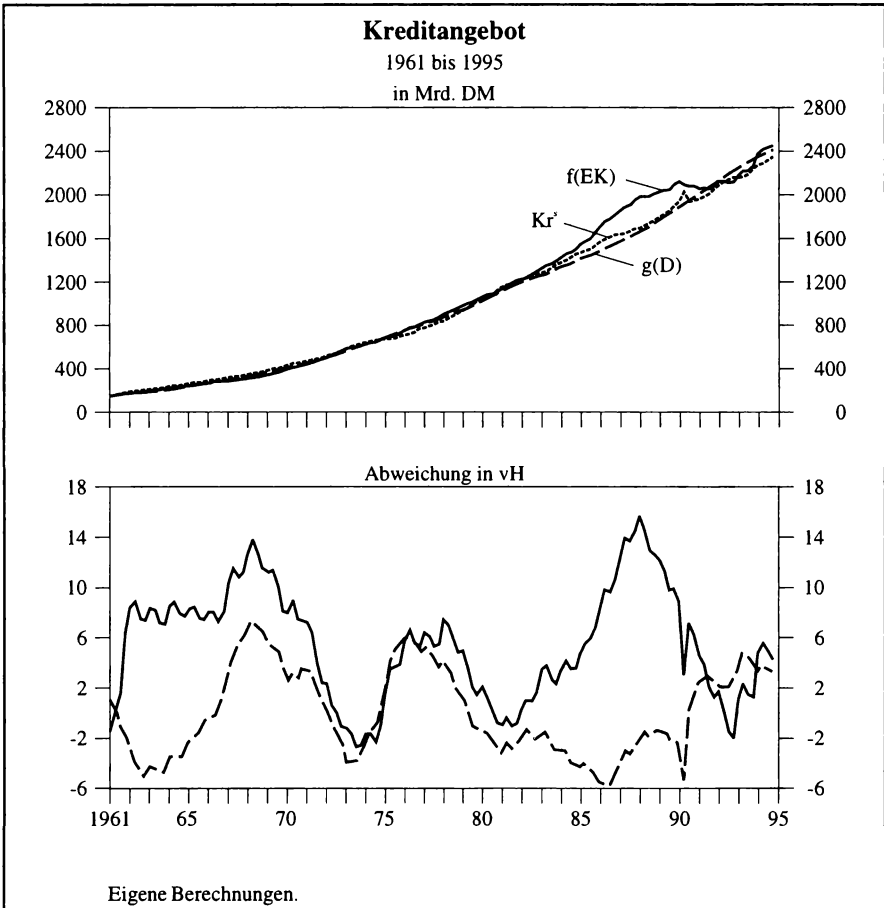
Eigene Berechnungen. – Erläuterungen vgl. Text.

f (EK) wurde für die Schätzung als lineare Funktion von ln EK,  $\lambda$  und ln ir angenommen, wobei EK das haftende Eigenkapital der Banken,  $\lambda$  den Multiplikator aus der gesetzlichen Regulierung und ir die Insolvenzrate bezeichnet. Aufgrund der Wirtschafts-, Währungs- und Sozialunion im 2. Quartal 1990 können monetäre Aggregate ab diesem Zeitpunkt nur noch für ganz Deutschland nachgewiesen werden. Um die Schätzung dennoch auf Westdeutschland beschränken zu können, wurden die beobachteten Werte für das Eigenkapital ab 1990-2 um die geschätzte Änderung in Niveau und linearem Trend bereinigt. Analog wurde vorgegangen, um einen Schätzer für das Volumen der Kredite an Unternehmen und wirtschaftlich selbstständige Privatpersonen in Westdeutschland  $Kr$  zu erhalten. Für  $\lambda$  wurde bis 1988-1 der Wert 18 und ab 1993-1 der Wert 12,5 gesetzt. Da die Reduktion der Eigenkapitalschranke zum 1. Januar 1993 bereits aufgrund der Basler Beschlüsse<sup>32</sup> von 1988 erkennbar war und eine stetige Anpassung der Banken an die neuen Richtgrößen anzunehmen ist, wird für die Zeit zwischen 1988-1 und 1993-1 ein linearer Trend für  $\lambda$  unterstellt. Die Insolvenzrate wurde in die Gleichung für die Eigenkapitalschranke aufgenommen, da sie ein Maß für das Risiko ausstehender Kredite darstellt. Kredite, die notleidend werden, wirken unmittelbar auf die Eigenkapitalbasis der Banken. Deshalb ist für diese Variable ein negatives Vorzeichen zu erwarten.

Die Einlagenseite der Kreditvergabeentscheidung g (D) wird durch die kumulierten Ersparnisse der Wirtschaft ln D, die sich im Modell endogen aufgrund der Konsumententscheidung ergeben, den Kreditzins ln  $r^{Kr}$  und die Insolvenzrate ir abgebildet. Weitere Zinsen, die alternative Anlageformen abbilden könnten, erwiesen sich in der Schätzung als insignifikant und wurden deshalb nicht berücksichtigt. Die Insolvenzrate dient in

32 Vgl. Bank für internationalen Zahlungsausgleich (Hrsg.), 58. Jahresbericht. Basel 1988, S. 116.

Schaubild 2



dieser Gleichung dazu, den Rohertrag aus einem Kredit  $r^{Kr}$  um die erwarteten Kreditausfälle zu bereinigen, um zum erwarteten Ertrag zu gelangen.

Gleichung (22) wurde mit LIMDEP als switching regression Modell geschätzt. Tabelle 5 weist die geschätzten Parameter für die beiden Teilkomponenten aus. D1 ist eine Saisondummy mit dem Wert Eins im ersten Quartal und Null sonst.

Im durch das verfügbare Eigenkapital restringierten Regime wächst das Kreditangebot fast eins zu eins mit wachsendem Eigenkapital, während der Regulierungskoeffizient  $\lambda$  einen Wert kleiner als eins hat. Die Insolvenzrate hat das erwartete signifikante negative Vorzeichen. Im einlagenbestimmten Regime wächst die Kreditmenge unterproportional mit dem Anstieg der kumulierten Ersparnis. Darin spiegelt sich möglicherweise der Trend wieder, daß Banken einen wachsenden Teil ihres Portfolios in neuen Finanzanlagen plazieren, d.h. das klassische Kreditgeschäft trendmäßig etwas

an Bedeutung verliert. Der Zinssatz hat das erwartete positive und die Insolvenzen wieder das erwartete negative Vorzeichen, das hier jedoch nur schwach signifikant auftaucht.

In Schaubild 2 werden die sich aus den obigen Gleichungen ergebenden Kreditvolumina mit der tatsächlichen Realisierung verglichen. Während in dem oberen Schaubild die Niveaus abgetragen sind, werden im unteren Teil die prozentualen Abweichungen von der tatsächlichen Realisierung ausgewiesen.

Hinsichtlich der vorgestellten Schätzung des Kreditvolumens ist eine Reihe von Einschränkungen zu machen. Die wichtigsten betreffen die Tatsache, daß die ausgewiesenen Schätzungen in Niveaus den Zeitreiheneigenschaften der Daten möglicherweise nicht ganz gerecht werden, die bereits erwähnte Notwendigkeit einer künstlichen Rekonstruktion von Daten nur für Westdeutschland und die numerischen Probleme, die sich mit gängigen Optimierungsverfahren bei der Schätzung von switching regression-Modellen einstellen können. Ungeachtet dieser Einschränkungen, die ohne größeren Aufwand kaum zu umgehen sein dürften, kann die vorliegende Implementation des Kreditmarktes zusammen mit der Spezifikation der Anlageinvestitionen, die vom verfügbaren Kreditvolumen abhängt, für eine erste Analyse eines Kreditmechanismus im monetären Übertragungsmechanismus genutzt werden. M.a.W. es soll überprüft werden, ob Kreditrationierung ein in Makromodellen nachweisbares Phänomen mit realen Auswirkungen ist.

### 5.3. Geldpolitik

Die Deutsche Bundesbank hat die Aufgabe, die Stabilität der Währung zu sichern, wobei darunter sowohl die Stabilität im Innern wie die des Außenwerts zu verstehen ist. Zusätzlich ist sie verpflichtet, „die allgemeine Wirtschaftspolitik der Bundesregierung zu unterstützen“<sup>33</sup>. Dabei darf jedoch die Stabilität der Währung nicht beeinträchtigt werden. Somit kann sie beispielsweise ihre Politik bei bestehender Preisstabilität auch im Hinblick auf arbeitsmarktpolitische Ziele ausrichten.

Die Geldpolitik der Deutschen Bundesbank wird im Modell mit Hilfe einer Reaktionsfunktion erfaßt<sup>34</sup>. Diese wird anhand einer Verlustfunktion für die Geldpolitik hergeleitet, deren Wert sich aus den gewichteten Abweichungen der Zielwerte von ihren gewünschten Werten ergibt. Die Geldpolitik wird mit Hilfe der zur Verfügung stehenden Instrumente und den Vorstellungen über die Struktur der Wirtschaft dann so gestaltet, daß der Wert der Verlustfunktion minimiert wird.

Die Formulierung einer einheitlichen Gleichung über die ganze Schätzperiode wird durch Regimewechsel (Bretton Woods) und Änderungen der Steuerungstechnik, die

---

33 § 12 BBankG.

34 Vgl. hierzu D. Schultes, Bestimmungsfaktoren der Geldpolitik der Deutschen Bundesbank. (Untersuchungen über das Spar-, Giro- und Kreditwesen, Band 151.) Berlin 1993, für die Deutsche Bundesbank und J.P. Joyce, On the Specification and Estimation of Macroeconomic Policy Functions. „Quarterly Journal of Business and Economics“, vol. 25 (1986), S. 16ff., für einen Überblick über vorliegende empirische Arbeiten.

sich aufgrund einer Weiterentwicklung bestehender oder neuer Instrumente ergeben, erschwert. Ein Beispiel hierfür sind die seit Anfang der achtziger Jahre im Vergleich zur Lombard- und Diskontpolitik immer mehr an Bedeutung gewinnenden Wertpapierpensionsgeschäfte.

Als Instrument der Bundesbankpolitik dient der Tagesgeldzins. Mit Hilfe dieses Zinses versucht die Bundesbank ihr Zwischenziel, die Steuerung der Geldmenge, zu erreichen. Dieses Zwischenziel wiederum soll die Erreichung der eigentlichen Zielwerte ermöglichen. Insofern besteht ein Zusammenhang zwischen dem Instrument und den Zielen, der für die Schätzung genutzt wird. Als Zielwerte werden die Inflationsrate, eine hohe Beschäftigung und ein stabiler Außenwert, insbesondere gegenüber dem US-Dollar (usd) angesehen. Dabei wird das Beschäftigungsziel durch den Auslastungsgrad für Arbeit DUL approximiert. Um eine Stabilisierung des Außenwerts zu erreichen, wird eine Orientierung der Zinssetzung am amerikanischen Tagesgeldzins  $r_t^{g,us}$  unterstellt.

Das Modell wird als Fehlerkorrekturmodell geschätzt. Hierdurch kann berücksichtigt werden, daß die Bundesbank eine möglichst stetige Politik betreibt, um den Akteuren an den Finanzmärkten einen Teil der bestehenden Unsicherheit zu nehmen. Für die Dynamik wird zusätzlich noch die Entwicklung des Dollarkurses benutzt, um kurzfristige Aktionen zur Kursstützung abbilden zu können. Eine langfristige Orientierung an einem bestimmten Dollarniveau konnte nicht nachgewiesen werden. Für die Schätzung ergibt sich folgendes:

$$\begin{aligned}
 (23) \quad \Delta \ln r_t^g = & 0,101 \Delta \ln r_{t-1}^g - 0,009 \Delta \ln r_{t-2}^g + 0,045 \Delta \ln r_{t-3}^g - 0,114 \Delta \ln r_{t-4}^g \\
 & (1,47) \qquad (0,13) \qquad (0,70) \qquad (1,74) \\
 & + 0,164 \Delta (\Delta^4 \ln p_t) + 0,035 \Delta \ln \text{usd}_t + 0,148 \Delta \ln r_t^{g,us} + 0,149 \Delta \ln r_{t-1}^{g,us} \\
 & (2,05) \qquad (2,96) \qquad (2,90) \qquad (2,69) \\
 & - 0,243 (\ln r_{t-1}^g - 0,444 \Delta^4 \ln p_{t-1} - 0,893 \ln \text{DUL}_{t-1} - 0,660 \ln r_{t-1}^{g,us}) \\
 & (4,08) \qquad (3,09) \qquad (2,48) \qquad (5,92)
 \end{aligned}$$

Die Koeffizienten der Langfristlösung weisen alle das erwartete Vorzeichen auf. Bemerkenswert ist dabei der hohe Koeffizient für den Auslastungsgrad des Faktors Arbeit. Dies kann jedoch nicht als Beleg dafür gewertet werden, daß die Bundesbank beschäftigungspolitische Ziele verfolgt. Es entspricht vielmehr auch der Vorstellung, daß die Beschäftigungslage als Indikator für zukünftig zu erwartenden Preisdruck bei den Entscheidungen berücksichtigt wird. Der signifikante Koeffizient des amerikanischen Geldmarktzins zeigt, daß auch der Außenwert der Währung für die Bundesbank von Interesse ist.

## 5.4. Löhne und Preise

### 5.4.1. Löhne

Als Ausgangspunkt für die Schätzung der Lohngleichung wird ein modifizierter Phillipskurvenansatz gewählt. Unterstellt wird, daß die Lohnänderung von der jeweils

bestehenden Überschufnachfrage auf dem Arbeitsmarkt abhängt. Mit diesem Ansatz kann gezeigt werden, daß im Gleichgewicht das Wachstum der Lohnstückkosten  $\frac{w^e}{LT} - \frac{Y}{LT}$  dem Anstieg der Produzentenpreise  $p$  entspricht, wodurch sich eine langfristige stabile Lohnquote ergibt. Die Überschufnachfrage auf dem Arbeitsmarkt wird durch die Arbeitslosenquote  $u$  approximiert.

Die Gleichgewichtssituation ist dabei durch ein sich nicht änderndes Verhältnis von Konsumenten- zu Produzentenlohn bzw. von einer Änderung des Reservationslohns in Höhe der Produktivitätsentwicklung gekennzeichnet. Beeinflußt wird das relative Lohnverhältnis einerseits durch eine unterschiedliche Entwicklung des Konsumenten- im Vergleich zum Produzentenpreisindex, andererseits durch die Belastung der Löhne durch Steuern und Sozialabgaben. Eine größere Belastung der Löhne dürfte zu tendenziell höheren Löhnen führen, da die Arbeitnehmer versuchen werden, die Belastung durch eine höhere Entlohnung in den Tarifverhandlungen zumindest teilweise wieder rückgängig zu machen. Um diese Einflüsse zu berücksichtigen, werden das relative Preisverhältnis  $\frac{p^c}{p}$ , welches dem Verhältnis von Konsumenten- zu Produzentenlohn entspricht, und die Variable  $w$ , die dem Verhältnis von Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit zu Nettolohn- und -gehaltsumme entspricht, mit in die Schätzgleichungen einbezogen.

Als Lohnvariable wird die Bruttoeinkommen- und -gehaltsumme je Beschäftigten  $w^b$  benutzt. Diese wurde statt des Bruttoeinkommens aus unselbständiger Arbeit  $w^e$  gewählt, da anschließend auf der Grundlage der Lohnentwicklung die Steuer- und Abgabenlast ermittelt wird, deren Bemessungsgrundlage erstere Größe bildet. Die zusätzliche Belastung der Arbeitgeber durch die anfallenden Sozialbeiträge wird ebenfalls mit Hilfe der Variable  $w$  erfaßt.

#### 5.4.2. Preise

Für die Preisbildung wird analog zur oben vorgestellten Lohnbildung eine Orientierung an der herrschenden Überschufnachfrage unterstellt<sup>35</sup>. Die Überschufnachfrage wird durch die Auslastung des Faktors Arbeit  $DUL$  approximiert. Erweitert wird dieser Ansatz durch eine Kostenorientierung der Preissetzung im Rahmen einer Mark-Up-Hypothese. Hierbei wird neben der Lohn- und Produktivitätsentwicklung auch die der Einfuhrpreise  $p^m$  und der Mehrwertsteuerbelastung  $st^m$ , welche sich als Quotient aus den indirekten Steuern und dem Bruttoinlandsprodukt ohne Staat  $Y$  ergibt, berücksichtigt.

#### 5.4.3. Schätzergebnisse

Die Lohn- und die Preisgleichung werden simultan als Fehlerkorrekturmodell mit Hilfe der dreistufigen Kleinst-Quadrat-Methode geschätzt. Dabei wird jeweils die Änderung der Löhne  $\Delta w^b$  und Preise  $\Delta p$  instrumentiert.

35 Vgl. hierzu W. Franz and W. Smolny [II].

Die Koeffizientenrestriktion für Löhne, Preise und Produktivitäten in der Langfristgleichung wurde mit Hilfe eines Wald-Tests überprüft. Dabei ergab sich, daß für die Lohngleichung die Restriktion nicht verworfen werden kann. Für die Preisgleichung hingegen kann sie zwar auf dem Signifikanzniveau von 1 vH verworfen werden, wird jedoch aufgrund der theoretischen Überlegungen beibehalten.

Für die Lohn- und Preisentwicklung ergeben sich folgende Schätzgleichungen:

$$\begin{aligned}
 (24) \quad \Delta \ln w^b = & -0,407 \Delta \ln w_{t-1}^b - 0,618 \Delta \ln w_{t-2}^b - 0,449 \Delta \ln w_{t-3}^b \\
 & (-5,43) \qquad (-7,67) \qquad (5,54) \\
 & + 0,317 \Delta \ln w_{t-4}^b + 0,103 \Delta^4 \ln \text{wedge}_{t-1} + 0,377 \Delta \ln p_t + 0,395 \Delta^4 \ln p_{t-1} \\
 & (3,88) \qquad (1,56) \qquad (2,66) \qquad (3,83) \\
 & + 0,221 \Delta \ln \left(\frac{Y}{LT}\right)_t - 0,196 (\ln w_{t-1}^b - \ln p_{t-1} - \ln \left(\frac{Y}{LT}\right)_{t-1}) + 2,680 u_{t-1} \\
 & (3,22) \qquad (-4,15) \qquad (-6,89) \\
 & \bar{R}^2: 0,989; \text{BP}(8): 7,84; \text{BP}(12): 14,78
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (25) \quad \Delta \ln p = & -0,239 \Delta \ln p_{t-1} - 0,062 \Delta \ln p_{t-2} - 0,152 \Delta \ln p_{t-3} + 0,493 \Delta \ln p_{t-4} \\
 & (-3,46) \qquad (-0,87) \qquad (-2,19) \qquad (7,42) \\
 & + 0,111 (\Delta^4 \ln w_{t-1}^e - \Delta^4 \ln L_{t-1}^b) - 0,094 \Delta \ln \left(\frac{Y}{LT}\right)_t - 0,037 (\ln p_{t-1} - \ln w_{t-1}^b) \\
 & (3,15) \qquad (-4,24) \qquad (-2,61) \\
 & + \ln \left(\frac{Y}{LT}\right)_{t-1} - 3,756 \ln \text{dul}_{t-1} - 0,256 \ln p_{t-1}^m - 0,461 \ln st_{t-1}^{mw} \\
 & (3,04) \qquad (3,52) \qquad (1,97) \\
 & \bar{R}^2: 0,897; \text{BP}(8): 10,99; \text{BP}(12): 15,33
 \end{aligned}$$

Zu bemerken ist, daß allgemein kein Einfluß der relativen Konsumentenpreise  $\frac{p^c}{p}$  auf die Lohnentwicklung festgestellt werden konnte. Auch die Lohnwedge *wedge* hat langfristig keinen Einfluß, einzig in der Dynamik konnte ein, wenn auch geringer, Einfluß nachgewiesen werden. Ferner erwies sich die Änderung der Löhne  $\Delta w^b$  in der Preisgleichung als insignifikant.

Die Summe der verzögerten Endogenen in der Dynamik der Lohngleichung ist betragsmäßig größer als Eins und deutet auf eine instabile Beziehung. Um zu überprüfen, wie dieses Zweigleichungssystem auf Schocks reagiert, wurden Simulationen durchgeführt. Dabei wurde eine einmalige Lohnsteigerung in der Größenordnung von bis zu 10 vH unterstellt. Es hat sich hierbei gezeigt, daß das System recht schnell wieder gegen seinen alten Wachstumspfad konvergiert, so daß die Annahme eines stabilen Systems nicht verworfen werden kann.



## 5.5. Staatssektor

Der Staatssektor besteht aus den Gebietskörperschaften und den Sozialversicherungsträgern. Dabei tritt der Staat in vielfältiger Weise auf. Einerseits ist er Nachfrager nach Gütern und nach Arbeitskräften, andererseits sorgt er beispielsweise durch Steuern und Transfers für die Umverteilung von Einkommen und Vermögen. Im Modell wird nun versucht, diese unterschiedlichen Tätigkeiten und Wirkungsfelder so genau wie möglich zu berücksichtigen, ohne dabei die Komplexität des Modells unnötig zu vergrößern<sup>36</sup>.

### 5.5.1. Staatsausgaben

Von den staatlichen Ausgaben werden die Güternachfrage ohne die staatlichen Bruttoinvestitionen, die Zinszahlungen und die sozialen Leistungen endogen erklärt. Die staatliche Wertschöpfung ergibt sich aus der Lohnentwicklung und der Anzahl der beim Staat Beschäftigten  $L^{b,s}$  zuzüglich der Abschreibungen. Die weiteren Ausgaben entwickeln sich annahmegemäß proportional zu den hier erklärten Ausgaben. Eine Endogenisierung dieser Ausgaben, insbesondere der Subventionen und Investitionszuschüsse, ist Gegenstand zukünftiger Arbeiten.

### Soziale Leistungen

Die sozialen Leistungen des Staates beinhalten insbesondere laufende Geldleistungen an private Haushalte zur Abdeckung finanzieller Risiken wie beispielsweise Krankheit, Alter oder Arbeitslosigkeit.

Es wird unterstellt, daß mit steigendem Wohlstand die Nachfrage nach sozialen Leistungen insbesondere im Gesundheitsbereich überproportional zunimmt. Durch den technischen Fortschritt gerade in diesem Bereich wird zudem ein immer größeres Angebot geschaffen, welches aufgrund des nicht gegebenen Zusammenhangs zwischen Beiträgen und der Inanspruchnahme von Leistungen auch nachgefragt wird. Auch das Niveau anderer sozialer Leistungen orientiert sich an der Leistungsfähigkeit der Wirtschaft. Mit dem realen Bruttoinlandsprodukt  $Y$  wird versucht, diese Entwicklung abzubilden.

Ein weiterer Bestimmungsfaktor für die sozialen Leistungen ist die Situation auf dem Arbeitsmarkt, gemessen mit dem Auslastungsgrad für Arbeit  $DUL$ . Eine Entspannung auf dem Arbeitsmarkt führt zu geringeren Zahlungen von beispielsweise Arbeitslosen- und Kurzarbeitergeld.

Die Gleichung, die als Fehlerkorrekturmodell geschätzt wird, lautet wie folgt:

---

36 Zur Schätzungen der staatlichen Einnahmen und Ausgaben vgl. auch W. Höllenschmitt, Der öffentliche Sektor. In: H. König (Hrsg.), Möglichkeiten und Probleme der Rezessionsbekämpfung: Ergebnisse eines makroökonomischen Modells. Frankfurt 1988, S. 199ff.

$$\begin{aligned}
(26) \quad \Delta \ln \text{SOZL}^s &= -0,042 \Delta \ln \text{SOZL}_{t-1}^s - 0,183 \Delta \ln \text{SOZL}_{t-2}^s + 0,045 \Delta \ln \text{SOZL}_{t-3}^s \\
&\quad (0,55) \qquad (2,53) \qquad (0,59) \\
&+ 0,217 \Delta \ln \text{SOZL}_{t-4}^s - 0,624 \Delta \ln \text{DUL}_{t-1} - 0,398 \Delta \ln \text{DUL}_{t-2} \\
&\quad (2,95) \qquad (2,84) \qquad (-1,75) \\
&- 0,057 (\ln \text{SOZL}_{t-1}^s + 5,010 \ln \text{DUL}_{t-1} - 2,576 \ln Y_{t-1}) \\
&\quad (4,13) \qquad (1,81) \qquad (3,83) \\
\bar{R}^2 &: 0,824; \text{BP}(8): 5,54; \text{BP}(12): 11,07.
\end{aligned}$$

Als Ergebnis der Schätzung ist festzuhalten, daß eine Entspannung auf dem Arbeitsmarkt zu geringeren sozialen Leistungen führt. Bei steigendem Sozialprodukt nimmt der Anteil der sozialen Leistungen aufgrund der Elastizität in Höhe von 2,6 zu.

### Zinszahlungen

Die Zinszahlungen  $Z^s$  der öffentlichen Haushalte werden langfristig durch die Höhe der Verschuldung  $VER^s$  sowie dem zum Zeitpunkt der Kreditaufnahme gültigen Nominalzins  $r^b$  bestimmt. Der für die Bestimmung der Zinszahlungen notwendige durchschnittliche Zinssatz ist nicht verfügbar, statt dessen wird der aktuelle Zinssatz für die Schätzung benutzt.

Für die Dynamik spielt dabei neben den verzögerten Endogenen die Veränderung der Schuldenstände vor einem Jahr eine wichtige Rolle, da die Zinszahlungen in der Regel ein Jahr nach der Kreditaufnahme beginnen, sieht man von sogenannten Zero-Bonds einmal ab.

Die Koeffizienten für die Zinszahlungen und die Verschuldung wurden im Langfristterm gleichgesetzt. Diese Restriktion wurde durch einen Wald-Test überprüft und kann nicht verworfen werden.

Die Schätzung als Fehlerkorrekturmodell erlaubt es, die nur langsame Änderung der Zinszahlungen an ein geändertes Zins- oder Schuldenniveau abzubilden, da die schon bestehenden Kredite zu den jeweils gültigen Konditionen aufgenommen wurden. Die Schätzergebnisse lauten wie folgt:

$$\begin{aligned}
(27) \quad \Delta \ln Z^s &= -0,782 \Delta \ln Z_{t-1}^s - 0,517 \Delta \ln Z_{t-2}^s - 0,502 \Delta \ln Z_{t-3}^s + 0,118 \Delta \ln Z_{t-4}^s \\
&\quad (9,47) \qquad (5,30) \qquad (5,49) \qquad (1,61) \\
&+ 1,796 \Delta \ln \text{VER}_{t-4}^s - 0,026 \ln Z_{t-1}^s + 0,026 \ln \text{VER}_{t-1}^s + 3,116 \ln r_{t-1}^b \\
&\quad (2,50) \qquad (2,57) \qquad (2,57) \qquad (5,06) \\
\bar{R}^2 &: 0,91; \text{Q}(8): 8,24; \text{Q}(12): 11,06.
\end{aligned}$$

## 5.5.2. Staatseinnahmen

Wesentliche Einnahmequellen des Staates sind Steuern und Sozialbeiträge. Die Steuereinnahmen werden im Modell in die indirekten, die Lohn- und die sonstigen direkten Steuern unterteilt. Die separate Schätzung der Lohnsteuer erfolgt dabei, um die Belastung des Faktors Arbeit besser erfassen zu können.

### Lohnsteuer

Als Bestimmungsgrundlage für die Schätzung der Lohnsteuereinnahmen dienen die Bruttolohn- und -gehaltsumme je Beschäftigten  $w^b$  und die Beschäftigtenzahl  $L^b$ . Mit  $w^b$  wird dabei das zu versteuernde Einkommen approximiert.

Eine Erhöhung von  $w^b$  bei gleichbleibender Beschäftigung dürfte aufgrund des progressiven Steuertarifs zu höheren Einnahmen führen als eine prozentual gleich große Erhöhung der Beschäftigung bei gleichbleibendem Einkommen.

Die Änderungen im Steuersystem werden mit Hilfe von Dummies erfaßt, die für einen Zeitraum mit einheitlicher Besteuerung den Wert Eins und ansonsten Null annehmen. Die wichtigsten Punkte der jeweiligen Steuerrechtsänderungen werden in Übersicht 2 ausgewiesen.

$$\begin{aligned}
 (28) \Delta \ln ST^{d,1} = & -0,066 \Delta \ln ST_{t-1}^{d,1} - 0,236 \Delta \ln ST_{t-2}^{d,1} - 0,231 \Delta \ln ST_{t-3}^{d,1} + 0,116 \Delta \ln ST_{t-4}^{d,1} \\
 & (1,02) \qquad (4,53) \qquad (5,10) \qquad (2,73) \\
 & + 0,922 \Delta \ln w_t^b - 0,159 \Delta \ln w_{t-1}^b + 0,827 \Delta \ln w_{t-2}^b + 0,360 \Delta \ln w_{t-3}^b \\
 & (5,23) \qquad (0,82) \qquad (4,34) \qquad (2,03) \\
 & + 1,418 \Delta \ln L_t^b + 0,956 \Delta \ln L_{t-1}^b - 0,708 (\ln ST_{t-1}^{d,1} - 1,764 \ln w_{t-1}^b - 0,648 \ln L_{t-1}^b) \\
 & (3,08) \qquad (2,09) \qquad (9,26) \qquad (8,94) \qquad (2,40) \\
 & \bar{R}^2: 0,99; Q(8): 19,94; Q(12): 22,25.
 \end{aligned}$$

### Restliche direkte Steuern

Die restlichen direkten Steuern umfassen alle weiteren direkten Steuern, die neben der Lohnsteuer anfallen, z.B. die Einkommensteuer, Körperschaftsteuer, und Steuern im Zusammenhang mit dem privaten Verbrauch wie die Kfz-Steuer. Ein Zusammenhang zwischen den sonstigen direkten Steuern und der Lohnsteuer besteht aufgrund der Tatsache, daß Lohnsteuerrückerstattungen nicht mit der anfallenden Lohnsteuer, sondern mit der Einkommensteuer verrechnet werden.

Die Gleichung wird als Fehlerkorrekturmodell geschätzt. Dies ermöglicht es, das zeitliche Auseinanderliegen zwischen der Entstehung der Steuerschuld und ihrer Begleichung abzubilden. Als erklärende Variable für die Höhe der Steuereinnahmen wird das Bruttoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen BUV eingesetzt.

Übersicht 2

<b>Steuerrechtsänderungen<sup>1</sup></b>	
1965 bis 1991	
Jahr	Wichtigste Punkte
1965	Senkung des Steuersatzes in der Proportionalzone Abschwächung der Progression
1975	Erhöhung des Grundfreibetrags Erhöhung des Steuersatzes in der Proportionalzone
1978	Erhöhung des Grundfreibetrags Beseitigung des Tarifsprungs (Prop.- zu Progr.-Zone)
1981	Verlängerung der Proportionalzone Milderung des Progressionsanstiegs (bis 60 000 DM)
1986	Erhöhung des Grundfreibetrags
1988	Erhöhung des Grundfreibetrags Senkung der Grenzbelastung im Progressionsbereich Abflachung der direkten Progression
1990	Erhöhung des Grundfreibetrags Absenkung des Eingangssatzes beim Einkommensteuertarif Verkürzung des indirekt progressiven Tarifbereichs Senkung Spitzensteuersatz und Vorverlegung des oberen indirekt progressiven Tarifbereichs
1991	Einführung Solidaritätszuschlag (1. Juli 1991 bis 30. Juni 1992)

<sup>1</sup>Nach Angaben des Sachverständigenrats, jeweils Jahresgutachten.

Um die Rückzahlungen zuviel gezahlter Lohnsteuer zu approximieren, wird in die Dynamik die Änderung der Lohnsteuereinnahmen miteinbezogen.

Für die Schätzung werden dieselben Steuertarifdummies wie für die Lohnsteuergleichung verwandt, da die Besteuerung von Einkommen in Deutschland im Prinzip nicht nach der Art der Einkommen unterscheidet.

Die Schätzung der Gleichung lautet wie folgt:

$$\begin{aligned}
 (29) \Delta \ln ST_{t-1}^{d,s} = & -0,178 \Delta \ln ST_{t-1}^{d,s} - 0,239 \Delta \ln ST_{t-2}^{d,s} - 0,166 \Delta \ln ST_{t-3}^{d,s} + 0,265 \Delta \ln ST_{t-4}^{d,s} \\
 & (2,35) \quad (3,20) \quad (2,25) \quad (4,00) \\
 & + 0,197 \Delta \ln BUV_{t-3} + 0,146 \Delta \ln ST_{t-1}^{d,i} - 0,123 \Delta \ln ST_{t-2}^{d,i} - 0,016 \Delta \ln ST_{t-3}^{d,i} \\
 & (4,63) \quad (2,20) \quad (1,98) \quad (0,26) \\
 & - 0,088 \Delta \ln ST_{t-4}^{d,i} - 0,141 \Delta \ln ST_{t-5}^{d,i} - 0,182 (\ln ST_{t-1}^{d,s} - 1,000 \ln BUV_{t-1}) \\
 & (1,46) \quad (2,56) \quad (3,96) \quad (4,20) \\
 & \bar{R}^2: 0,80; Q(8): 9,01; Q(12): 13,25.
 \end{aligned}$$

Der Koeffizient des Bruttoeinkommens aus Unternehmertätigkeit und Vermögen in der Langfristlösung in Höhe von 1 zeigt, daß sich die restlichen direkten Steuern, im Gegensatz zur Lohnsteuer, wo ein progressiver Tarifverlauf vorliegt, proportional zur Bemessungsgrundlage entwickeln. Die Koeffizienten der Langfristlösung wurden für die Schätzung nicht restringiert.

### Indirekte Steuern

Die indirekten Steuern werden bei den Produzenten erhoben und sind bei der Gewinnermittlung abzugsfähig. Unterteilt werden sie in Produktionssteuern, nichtabziehbare Umsatzsteuer und Einfuhrabgaben.

Als erklärende Variable werden das reale Bruttoinlandsprodukt ohne die Wertschöpfung des Staates  $Y$  und der dieser Größe entsprechende Preisindex  $p$  benutzt. Ein möglicher Einfluß des Außenhandelsaldo konnte in den Schätzungen nicht nachgewiesen werden.

Es wird angenommen, daß eine Erhöhung von  $Y$  zu einer größeren Zunahme der indirekten Steuern als eine prozentual gleichgroße Erhöhung der Preise führt, da bei dem damit verbundenen höheren Einkommen der Anteil der Güter mit dem ermäßigten Mehrwertsteuersatz zurückgeht.

Die Phasen unterschiedlicher Mehrwertsteuersätze wurden durch Dummies approximiert, die während der Gültigkeit des Satzes den Wert Eins und ansonsten den Wert Null annehmen.

Für die Schätzung ergibt sich folgende Gleichung:

$$\begin{aligned}
 (30) \quad \Delta \ln ST^i = & -0,191 \Delta \ln ST_{t-1}^i - 0,249 \Delta \ln ST_{t-2}^i - 0,170 \Delta \ln ST_{t-3}^i \\
 & (2,21) \qquad (3,14) \qquad (2,52) \\
 & + 0,631 \Delta \ln Y_t + 0,159 \Delta \ln Y_{t-1} + 0,236 \Delta \ln Y_{t-2} + 0,541 \Delta \ln Y_{t-3} \\
 & (7,11) \qquad (1,34) \qquad (2,46) \qquad (6,13) \\
 & - 0,812 \Delta \ln p_{t-1} - 0,375 (\ln ST_{t-1}^i - 1,000 \ln Y_{t-1} - 0,861 \ln p_{t-1}) \\
 & (4,55) \qquad (3,90) \qquad (3,35) \qquad (3,50) \\
 & \bar{R}^2 : 0,95; Q(8): 7,08; Q(12): 9,36.
 \end{aligned}$$

Die Schätzergebnisse bestätigen die Annahme, daß eine Erhöhung der Preise einen geringeren Effekt auf die Einnahmen indirekter Steuern hat als eine prozentual gleich große Erhöhung des Sozialprodukts. Den Koeffizienten der Langfristlösung wurden für die Schätzung keine Restriktionen auferlegt.

## Sozialbeiträge

Die Schätzung der Sozialbeiträge bezieht sich auf die tatsächlichen sowie die unterstellten Abgaben der Arbeitgeber SOZB<sup>a</sup> und der Arbeitnehmer SOZB<sup>b</sup>, um, wie im Falle der Lohnsteuer, die Belastung des Faktors Arbeit ermitteln zu können. Diese kommen dem Staat allerdings nicht vollständig zugute. Auf der anderen Seite erhält der Staat noch weitere Beiträge wie beispielsweise die Pflichtbeiträge der Selbständigen. Die Sozialbeiträge an den Staat werden dann aus den geschätzten Sozialbeiträgen mittels eines Faktors berechnet.

Als erklärende Variable für die Schätzung dienen der Lohnsatz  $w^b$  und die Anzahl der insgesamt Beschäftigten  $L^b$ . Aufgrund von Bemessungsgrenzen und von der Sozialversicherungspflicht befreiten Beschäftigungsverhältnissen entspricht der Lohnsatz allerdings nur näherungsweise der tatsächlichen Bemessungsgrundlage.

Die erwarteten Koeffizienten sind von ihrer Größenordnung her nicht eindeutig. So führt ein Lohnanstieg zwar zu einer höheren Abgabe, andererseits verhindern die Bemessungsgrenzen eine stetige Zunahme. Die Beschäftigung approximiert einerseits die Zahl der Beitragszahler. Bei steigender Beschäftigung sind somit höhere Einnahmen zu erwarten. Andererseits dürften jedoch bei steigender Beschäftigung die Beitragssätze gerade in der Arbeitslosen- und der Krankenversicherung tendenziell zurückgehen. Da keine Variable vorhanden ist, die dem durchschnittlichen Beitragssatz entspricht, erklärt die Beschäftigung auch die Änderung des Satzes.

Beide Gleichungen werden simultan mit Hilfe der Zellner-Methode (SUR) geschätzt um eine mögliche Korrelation der Störterme zu erfassen. Die Schätzung der Sozialbeiträge ergibt folgende Gleichung für die Beschäftigten:

$$\begin{aligned}
 (31) \quad \Delta \ln \text{SOZB}^b = & -0,298 \Delta \ln \text{SOZB}_{t-1}^b - 0,160 \Delta \ln \text{SOZB}_{t-2}^b - 0,399 \Delta \ln \text{SOZB}_{t-3}^b \\
 & (3,56) \qquad \qquad (2,21) \qquad \qquad (5,85) \\
 & + 0,285 \Delta \ln \text{SOZB}_{t-4}^b + 0,961 \Delta \ln w_t^b + 0,279 \Delta \ln w_{t-1}^b + 0,110 \Delta \ln w_{t-2}^b \\
 & (4,22) \qquad \qquad (8,68) \qquad \qquad (2,01) \qquad \qquad (0,86) \\
 & + 0,411 \Delta \ln w_{t-3}^b - 0,166 \Delta \ln w_{t-4}^b + 1,270 \Delta \ln L_t^b + 0,260 \Delta \ln L_{t-1}^b + 0,488 \Delta \ln L_{t-2}^b \\
 & (3,36) \qquad (1,26) \qquad (3,30) \qquad (0,74) \qquad (1,43) \\
 & - 0,498 \Delta \ln L_{t-3}^b - 0,833 \Delta \ln L_{t-4}^b - 0,156 (\ln \text{SOZB}_{t-1}^b - 1,250 \ln w_{t-1}^b - 1,199 \ln L_{t-1}^b) \\
 & (1,43) \qquad (2,14) \qquad (2,47) \qquad (2,41) \qquad (2,29) \\
 & \bar{R}^2: 0,96; Q(8): 12,05; Q(12): 14,06.
 \end{aligned}$$

Die Gleichung für die Arbeitgeberbeiträge lautet

$$\begin{aligned}
(32) \Delta \ln \text{SOZB}^u = & -0,339 \Delta \ln \text{SOZB}_{t-1}^u - 0,126 \Delta \ln \text{SOZB}_{t-2}^u - 0,344 \Delta \ln \text{SOZB}_{t-3}^u \\
& (5,18) \qquad (2,07) \qquad (5,75) \\
& + 0,260 \Delta \ln \text{SOZB}_{t-4}^u + 0,950 \Delta \ln w_t^b + 0,548 \Delta \ln w_{t-1}^b + 0,278 \Delta \ln w_{t-2}^b \\
& (4,20) \qquad (11,43) \qquad (5,01) \qquad (2,67) \\
& + 0,566 \Delta \ln w_{t-3}^b + 0,069 \Delta \ln w_{t-4}^b + 1,393 \Delta \ln L_t^b + 0,120 \Delta \ln L_{t-1}^b + 0,599 \Delta \ln L_{t-2}^b \\
& (5,47) \qquad (0,64) \qquad (4,92) \qquad (0,47) \qquad (2,37) \\
& - 0,367 \Delta \ln L_{t-3}^b - 1,252 \Delta \ln L_{t-4}^b - 0,102 (\ln \text{SOZB}_{t-1}^u - 1,324 \ln w_{t-1}^b - 0,980 \ln L_{t-1}^b) \\
& (1,42) \qquad (4,32) \qquad (3,30) \qquad (3,28) \qquad (2,09) \\
& \bar{R}^2: 0,98; Q(8): 10,94; Q(12): 11,63.
\end{aligned}$$

Die Schätzergebnisse unterstützen die Annahme, daß eine Lohnerhöhung zu langfristig höheren Einnahmen führt als eine prozentual gleich große Erhöhung der Beschäftigung. Eine Restriktion der Koeffizienten für den Lohnsatz und die Beschäftigung wurde mit Hilfe von Wald-Tests überprüft und kann zum Signifikanzniveau von 5 % nicht bestätigt werden.

## 5.6. Produktivitäten

Die Produktivitätsgleichungen spielen im Modell eine wichtige Rolle. Einmal wird hier die Substitution zwischen Arbeit und Kapital aufgrund von Änderungen der relativen Faktorpreise dargestellt. Es kann hiermit die dem Modell zugrundeliegende Annahme einer nur langsamen Anpassung der Produktionsfaktoren an ihre optimalen Einsatzmengen und einer kurzfristig limitationalen Produktionstechnologie überprüft werden. Auf einen Nachfrageschock kann kurzfristig nur mit einer Änderung der Auslastungsgrade der beiden Faktoren reagiert werden. Darüber hinaus liefern die bestehenden Produktivitäten weitere Informationen beispielsweise über das kurzfristig mögliche Güterangebot.

Die Herleitung der optimalen Faktoreinsatzmengen geschieht mit Hilfe eines Gewinnmaximierungsansatzes unter der Annahme einer linear homogenen CES-Technologie. Aufgrund der mittel- bis langfristigen Natur des Entscheidungsprozesses müssen Erwartungen über die Entwicklung der relativen Faktorkosten gebildet werden. Dies geschieht unter Ausnutzung aller zum Entscheidungszeitpunkt  $t-\tau$  vorhandenen relevanten Informationen. Da nur der Zeitpunkt der Realisation  $t$ , nicht aber der Entscheidungszeitpunkt  $t-\tau$  bekannt ist, werden Erwartungswerte anhand eines adaptiven Erwartungsmodells mit um  $\tau$  verzögerten Informationsmengen gebildet. Anschließend werden die Produktivitätsgleichungen mit diesen Erwartungswerten geschätzt. Als Vorgriff auf die Schätzungen wird festgehalten, daß eine Verzögerung um vier Quartale die besten Ergebnisse liefert. Tabelle 6 weist die Standardfehler der Schätzung aus.

Die technischen Produktivitäten  $\frac{Y}{L}$  und  $\frac{Y}{K}$  entsprechen aufgrund von Schwankungen der Auslastungsgrade nicht den beobachteten Produktivitäten  $\frac{Y}{LT}$  und  $\frac{Y}{KT}$ . Sie werden mit Hilfe der Schätzung durch die Bereinigung der beobachteten Produktivitäten um die Auslastungsgrade ermittelt. Dabei wird der folgende Zusammenhang in die Schätzgleichung mitaufgenommen:

$$(33) \quad \frac{Y}{LT} = \frac{Y}{L} \cdot DUL$$

$$\frac{Y}{KT} = \frac{Y}{K} \cdot DUC.$$

Ein Nachfrageschock wird sowohl den Auslastungsgrad für Arbeit DUL als auch den für Kapital DUC senken. Aufgrund der unterstellten schnelleren Anpassung von Arbeit gegenüber Kapital wird der Auslastungsgrad von Arbeit DUL anschließend über dem von Kapital DUC liegen. Zwischen den beiden Auslastungsgraden wird folgende Beziehung unterstellt:

$$(34) \quad DUL_t = \gamma(DUC_t + b DUC_{t-1}),$$

wobei durch  $\gamma$  die gleichlaufende Entwicklung und durch  $0 < b < 1$  die schnellere Anpassung von Kapital beschrieben wird.

Aus der unterstellten CES-Funktion ergeben sich nun die folgenden Schätzgleichungen für die Arbeits- und Kapitalproduktivität:

$$(35) \quad \Delta \left( \frac{Y}{LT} \right)_t = c + \alpha_L \Delta H_t + \theta_L (q_t + b \Delta q_{t-1})$$

$$+ \sum_{i=1}^4 v_i \left( \Delta \left( \frac{Y}{LT} \right)_{t-i} - \alpha_L \Delta H_{t-i} - \theta_L (\Delta q_{t-i} + b \Delta q_{t-i-1}) \right)$$

$$+ \lambda \left( \frac{Y}{LT} \right)_{t-1} - \sigma E_{t-1} \left( \frac{w}{p} \right) - (1 - \sigma) (\alpha_1 t + \alpha_2 t^2) - \alpha_L H_{t-1} - \theta_L (q_{t-1} + b q_{t-2})$$

$$(36) \quad \Delta \left( \frac{Y}{KT} \right)_t = c + \alpha_K \Delta H_t + \theta_K q_t$$

$$+ \sum_{i=1}^4 v_i \left( \Delta \left( \frac{Y}{KT} \right)_{t-i} - \alpha_K \Delta H_{t-i} - \theta_K (\Delta q_{t-i}) \right)$$

$$+ \lambda \left( \left( \frac{Y}{KT} \right)_{t-1} - \sigma E_{t-1} \left( \frac{p}{p} \right) - (1 - \sigma) (\alpha_3 t + \alpha_4 t^2) - \alpha_K H_{t-1} - \theta_K q_{t-1} \right)$$

Der technologische Fortschritt wird durch ein Trendpolynom zweiten Grades ( $t, t^2$ ) approximiert. Die Einbeziehung der Stunden je Beschäftigten  $H$  sollen verhindern, daß Quartale mit unterschiedlichem Arbeitsvolumen scheinbare Schwankungen des Auslastungsgrades erzeugen. Aufgrund der unterstellten CES-Produktionsfunktion ergeben sich einige Koeffizientenrestriktionen für die Schätzgleichung. So entspricht der



Tabelle 6

Standardfehler für die Produktivitätsgleichungen ( $10^{-6}$ )					
	2	3	4	5	6
$E\left(\frac{w}{p}\right)_{t-\tau}$	9 007	9 002	8 917	9 007	9 120
$E\left(\frac{p}{p}\right)_{t-\tau}^i$	9 759	9 763	9 734	9 716	9 716
Eigene Berechnungen. – Erläuterungen vgl. Text.					

Tabelle 7

Die Produktivitätsgleichungen		
Koeffizient	$\frac{Y}{L}$	$\frac{Y}{K}$
$\lambda$		-0,185 (5,14)
$\sigma$		0,542 (2,75)
$\alpha_{L,K}$	0,443 (7,75)	0,467 (8,11)
$\alpha_{1,3}$	0,013 (4,52)	$4 \times 10^{-4}$ (0,18)
$\alpha_{2,4}$	$-4 \times 10^{-5}$ (1,92)	$-3 \times 10^{-5}$ (1,33)
$\theta_{L,K}$	0,478 (7,78)	0,512 (12,89)
$v_1$		-0,278 (4,50)
$v_2$		-0,277 (4,58)
$v_3$		-0,282 (5,02)
$v_4$		0,393 (7,48)
$\bar{R}^2$	0,975	0,978
Eigene Berechnungen. – Erläuterungen vgl. Text.		

Koeffizient für die erwarteten relativen Faktorpreise der Substitutionselastizität  $\sigma$ , der für den technologischen Fortschritt  $1-\sigma$  und wird somit über beide Gleichungen restringiert. Innerhalb der Produktivitätsgleichungen werden die Koeffizienten der beiden Auslastungsgrade  $\theta_L$  und  $\theta_K$  restringiert, da Outputshocks kurzfristig dieselben Auswirkungen haben sollten wie langfristig. Aufgrund der gemeinsamen Technologie

werden sowohl die Koeffizienten für die Anpassungsgeschwindigkeit  $\lambda$ , die Dynamik der verzögerten Endogenen  $v$  und die Koeffizienten für das Arbeitsvolumen je Beschäftigten  $\alpha_{L,K}$  restringiert.

Die Arbeits- und Kapitalproduktivitäten werden simultan als Fehlerkorrekturmodell geschätzt. Tabelle 7 enthält die Ergebnisse (t-Werte in Klammern).

Der Koeffizient der Langfristlösung in Höhe von 0,185 bestätigt die Annahme einer langsamen Anpassung an die optimalen Produktivitäten. Die Signifikanz der beiden Auslastungsgrade deutet darauf hin, daß kurzfristig Schwankungen der Nachfrage durch Änderung der Faktorauslastung begegnet wird.

Mit Hilfe der Produktivitäten lassen sich nun mehrere für das Modell wichtige Größen ermitteln. So entspricht  $\frac{Y}{L} \cdot LT$  der mit gegebener Beschäftigung maximal produzierbaren Gütermenge und stellt das gesamtwirtschaftliche Güterangebot dar. Umgekehrt erhält man aus  $Y^d/\frac{Y}{L}$  diejenige Menge an Arbeitskräften  $L_{Y^d}$ , welche zur Produktion der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage notwendig wäre.

## 5.7. Die aggregierten Arbeits- und Gütermarktfunktionen

### 5.7.1. Gütermarkt

Mit der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage  $Y^d$ , dem gesamtwirtschaftlichen Angebot  $Y_{LT}$  und einem Mismatchparameter, welcher den Mismatch auf den Mikromärkten beschreibt, wird nun die Transaktionsmenge auf dem Gütermarkt mit Hilfe der folgenden CES-Funktion bestimmt<sup>37</sup>:

$$(37) \quad \ln Y = \ln \left[ \left\{ (Y^d)^{-\rho} + (Y_{LT})^{-\rho} \right\}^{-\frac{1}{\rho}} \right].$$

Die Variable  $\rho$  mißt den Mismatch auf den Mikromärkten. Dieser Mismatchparameter muß mit Hilfe einer Schätzung ermittelt werden. Dabei wird mit einem linearen und einem quadratischen Trend getestet, ob sich dieser Parameter im Zeitablauf geändert hat. Zur Vereinfachung der Schätzung wird  $\rho$  durch  $\rho^y = -\frac{1}{\rho}$  ersetzt, wobei  $\rho^y$  durch eine

Konstante, einen linearen und einen quadratischen Trend approximiert wird. Der Schätzansatz beinhaltet keine Konstante, jedoch werden vier Saisonvariablen, deren Summe sich zu Null addiert, eingesetzt, um eine mögliche Saisonfigur abzubilden. Die Schätzung in Logarithmen erfolgt aufgrund des proportionalen Effekts der Störterme der Mikromärkten auf die aggregierte Menge. Für den Mismatchparameter ergeben sich die folgenden Werte:

---

37 Vgl. hierzu Abschnitt 2.

$$(38) \quad \rho^y = -0,0189 - 0,0003t + 8 \cdot 10^{-7}t^2.$$

(16,54) (6,98) (3,03)

Ein geringer Wert von  $\rho$  entspricht einem hohen Mismatch, für  $\rho \rightarrow \infty$  entspricht die Transaktionsmenge dem Minimum aus Güterangebot- und Güternachfrage. Die Ergebnisse weisen auf einen im Zeitverlauf zunehmenden Mismatch hin, dessen Anstieg allerdings durch den quadratischen Trend abgemildert wird<sup>38</sup>.

### 5.7.2. Arbeitsmarkt

Die Transaktionsmenge auf dem Arbeitsmarkt wird bestimmt durch das gesamtwirtschaftliche Arbeitsangebot LS, die Nachfrage aufgrund der vorhandenen Kapazitäten  $L_{YC}$  und die Nachfrage aufgrund der gesamtwirtschaftlichen Güternachfrage  $L_{Y^d}$ . Die Berechnung erfolgt mit Hilfe folgender statischer CES-Funktion:

$$(39) \quad \ln LT = \ln \left[ \left\{ (LS)^{-\rho} + (L_{Y^d})^{-\rho} + (L_{YC})^{-\rho} \right\}^{-\frac{1}{\rho}} \right].$$

Wie bei der Schätzung für den Gütermarkt wird der Mismatchparameter  $\rho$  durch  $\rho^l = -\frac{1}{\rho}$  ersetzt. Zur Messung der zeitlichen Änderung hat sich ein linearer Trend als signifikant erwiesen. Die Schätzung erfolgt wieder in Logarithmen, und es werden vier Saisondummys, deren Wert sich zu Null addiert, hinzugefügt. Für die Schätzung des Mismatchparameters ergibt sich folgende Gleichung:

$$(40) \quad \rho^l = -0,0020 - 0,0001t.$$

(0,41) (1,99)

Wie schon bei der Gütermarkt-CES (Gleichung 37) ergibt sich auch hier ein im Zeitablauf steigender Mismatch<sup>39</sup>, der allerdings nicht durch einen quadratischen Trend abgemildert wird.

Die Dynamik auf dem Arbeitsmarkt wird mit Hilfe einer zusätzlichen Fehlerkorrekturgleichung abgebildet, deren erklärende Variable der geschätzte Wert  $LT^{\text{fit}}$  aus der Arbeitsmarkt-CES Funktion (39) ist. Die Schätzergebnisse lauten wie folgt:

$$(41) \quad \Delta \ln LT_t = 0,152 \Delta \ln LT_{t-1} + 0,627 \Delta \ln LT_{t-4} - 0,278 \Delta \ln LT_{t-5}$$

(2,06) (11,05) (4,75)

$$+ 0,244 \Delta \ln LT_t^{\text{fit}} + 0,054 \Delta \ln LT_{t-1}^{\text{fit}} - 0,061 \Delta \ln LT_{t-4}^{\text{fit}}$$

(9,58) (1,51) (1,90)

$$- 0,128 (\ln LT_{t-1} - 0,711 \ln LT_{t-1}^{\text{fit}} - 0,016D894)$$

(4,14) (3,86) (2,07)

$\bar{R}^2: 0,939.$

38  $\rho^y$  sinkt von 52,91 auf 29,32.

39  $\rho$  fällt von 500 auf 71.

### 5.7.3. Gütermarktaktivität

Die Aktivitätsvariable  $Y^a$  dient im Modell als Grundlage der Investitionsentscheidung der Unternehmen. Sie bringt zum Ausdruck, welche Transaktionsmenge auf dem Gütermarkt erreicht werden kann, wenn die Beschränkung aufgrund der vorhandenen Kapazitäten nicht mehr wirksam ist. Somit wird die Transaktionsmenge folgendermaßen berechnet:

$$(42) \quad \ln Y = \ln \left[ \left\{ (Y_{LS})^{-\rho} + (Y^d)^{-\rho} + (Y_C)^{-\rho} + (Y^d)^{-\rho} \right\}^{-\frac{1}{\rho}} \right].$$

$\rho$  wird wie auch schon bei den anderen CES-Gleichungen ersetzt durch  $\rho^{y^a} = -\frac{1}{\rho}$ . Hierfür ergeben sich die folgenden Werte:

$$(43) \quad \rho^{y^a} = -0,0109 - 0,0002 t. \\ (16,40) \quad (18,05)$$

Im Beobachtungszeitraum fällt  $\rho$  von 91,74 auf 28,65. Die Berechnung der Aktivitätsvariable  $Y^a$  erfolgt nun auf der Grundlage von Gleichung (42). Es wird unterstellt, daß die Beschränkung aufgrund der vorhandenen Kapazitäten  $Y_C$  nicht mehr wirksam ist. Somit ergibt sich folgende Bestimmungsgleichung für  $Y^a$ :

$$(44) \quad \ln Y^a = \rho^{y^a} \ln \left\{ (Y_{LS})^{\frac{1}{\rho^{y^a}}} + (Y^d)^{\frac{1}{\rho^{y^a}}} + (Y^d)^{\frac{1}{\rho^{y^a}}} \right\}.$$

### 5.7.4. Regimeanteile und Beschäftigungsreihen

Mit den vorliegenden Ergebnissen können die Regimeanteile für den Arbeitsmarkt berechnet werden. Ausgangspunkt hierfür ist das einzelne Unternehmen auf der Ebene der Mikromärkte, das entweder durch das Arbeitsangebot, die Güternachfrage oder die vorhandenen Kapazitäten beschränkt ist. Durch Aggregation erhält man die Anzahl der Unternehmen in einem bestimmten Regime und damit auch den Regimeanteil, definiert als Anteil der Unternehmen an einem Regime im Verhältnis zur Gesamtzahl der Unternehmen. Für die empirische Berechnung wird ausgenutzt, daß die Elastizitäten der Transaktionsmenge  $LT$  in Bezug auf den rationierenden Faktor den jeweiligen Regimeanteilen entsprechen. Somit werden für die Berechnung nur die Beschäftigungsreihen  $L_{yc}$ ,  $L_{y^d}$ ,  $LS$  und  $LT$ , die in Schaubild 3 abgebildet werden, und der Mismatchparameter für den Arbeitsmarkt  $\rho^1$  benötigt. Für das Kapazitätsregime lautet die Formel beispielsweise wie folgt:

$$(45) \quad \text{Anteil} = \frac{\Delta LT}{\Delta L_{yc}} \cdot \frac{L_{yc}}{LT} = \left( \frac{L_{yc}}{LT} \right)^{-\frac{1}{\rho^1}}.$$

Die Beschäftigungsreihen zeigen deutlich, daß, bis auf die Rezessionsphase um das Jahr 1967, die einzelnen Reihen bis Mitte der siebziger Jahre sehr nahe beieinander liegen. Erst daran anschließend kommt es zu einem Auseinanderdriften von Arbeitsangebot  $LS$  und tatsächlicher Beschäftigung  $LT$ . Zu erkennen ist auch, daß die tatsächliche Beschäftigung immer unterhalb der durch die Kapazitäten vorgegebenen Beschäfti-

Schaubild 3

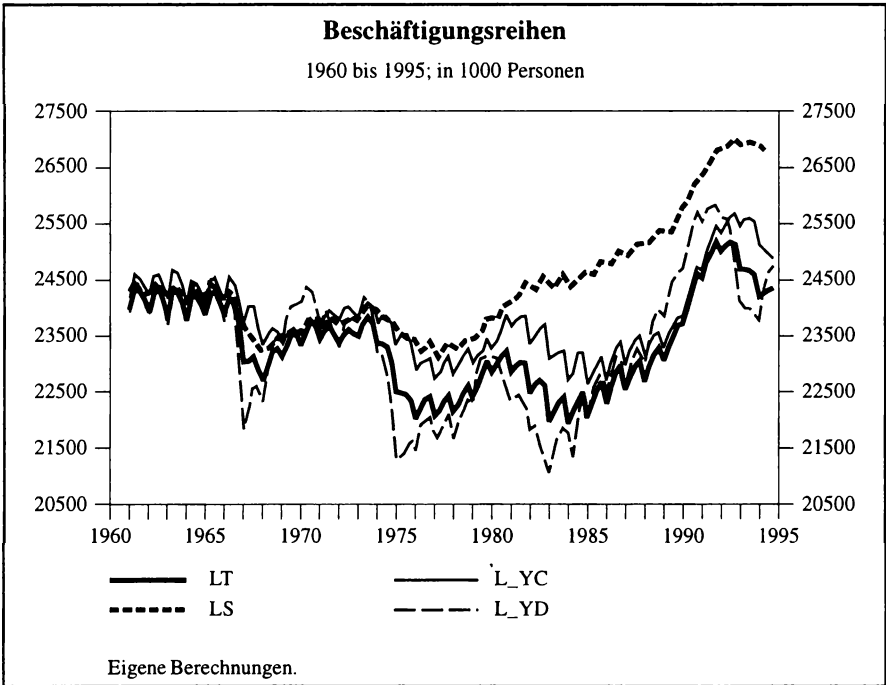


Schaubild 4

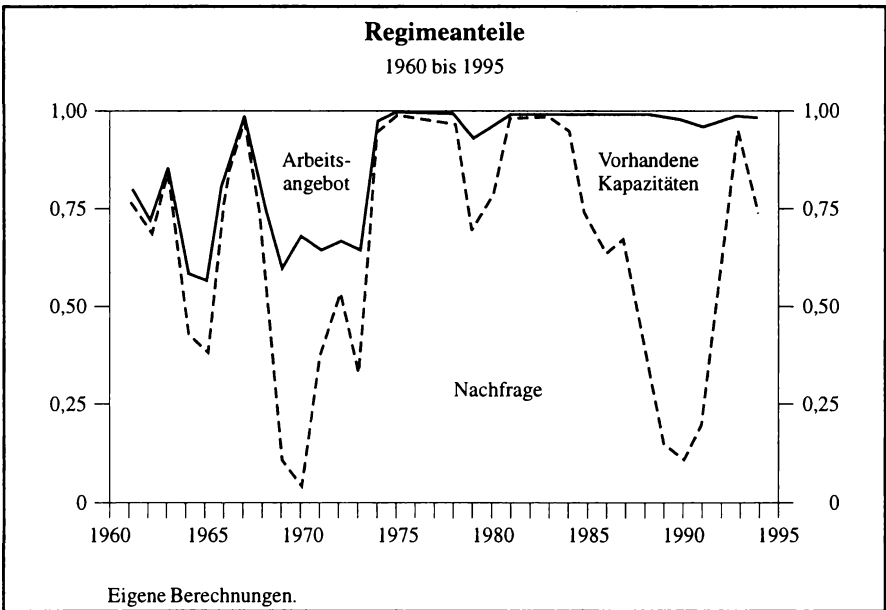
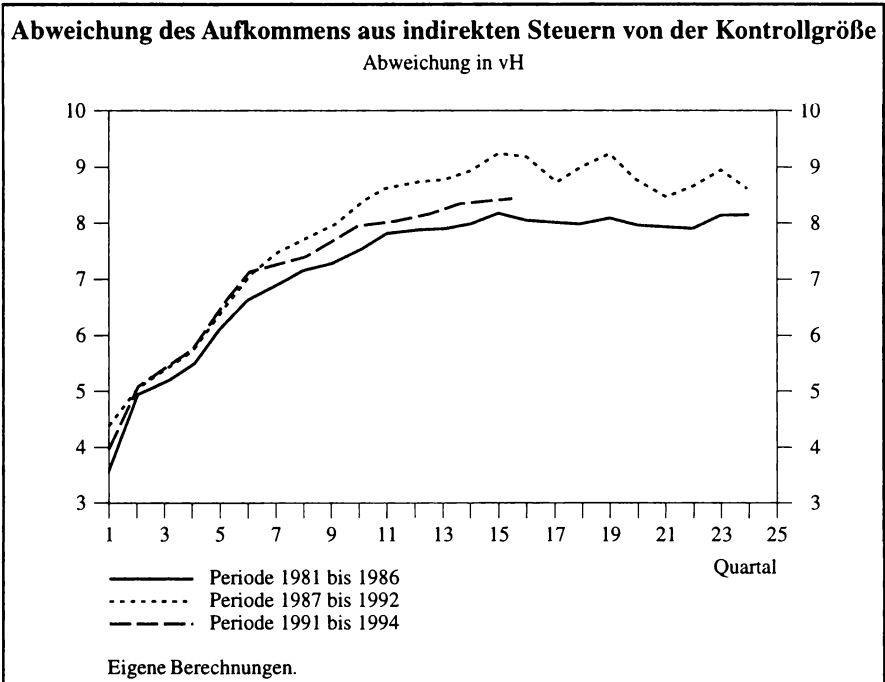


Schaubild 5



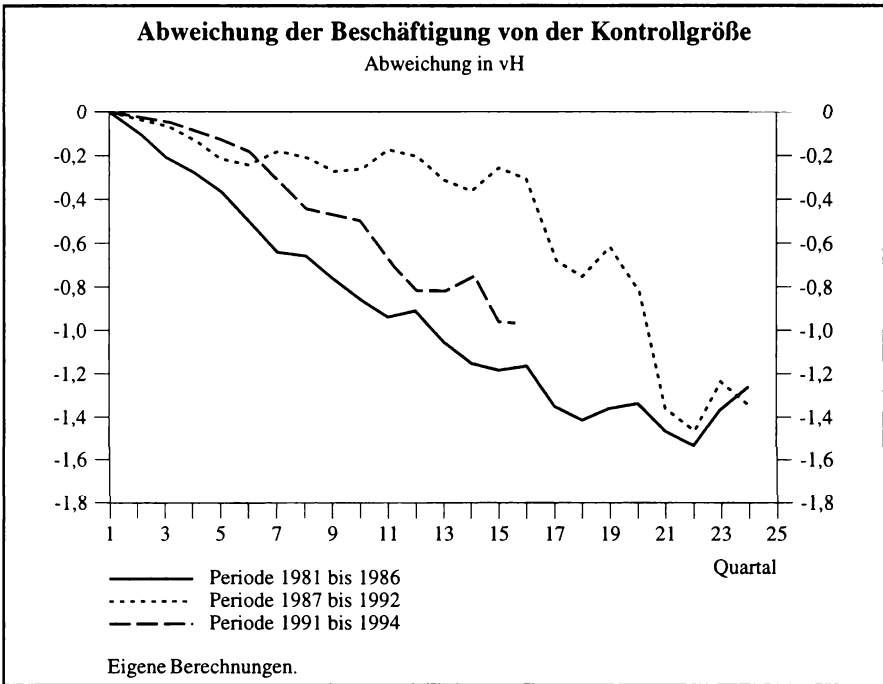
gung  $L_{yc}$  liegt, hingegen die durch die Güternachfrage vorgegebene Beschäftigung  $L_{Y^*}$  zeitweise auch unter die tatsächliche Beschäftigung fallen kann. Dies kann als Bestätigung der unterstellten unterschiedlichen Anpassungsgeschwindigkeiten der einzelnen Faktoren gewertet werden.

Schaubild 4 zeigt, wie sich diese Entwicklung in den jeweiligen Regimen widerspiegelt. Dabei ist gut zu erkennen, daß das Arbeitsangebotsregime nur bis in die Mitte der siebziger Jahre von Bedeutung war. Daran anschließend wechseln sich Nachfrage- und Kapazitätsregime als das jeweils dominierende Regime ab. OPEC I und II führten jeweils zu einem Anstieg des Nachfrageregimes, die deutsche Wiedervereinigung hatte, zumindest kurzfristig, ein Kapazitätsregime zur Folge.

## 6. Simulationen mit dem Modell

Mit dem bestehenden Modell werden nun exemplarische Simulationen durchgeführt, anhand derer dargestellt werden soll, wie das Modell in unterschiedlichen Regimen auf ein und dieselbe wirtschaftspolitische Maßnahme reagiert. Hiermit soll der Unterschied zu anderen makroökonomischen Modellen verdeutlicht werden, in deren Konzeption die hier betrachteten Regime keine Rolle spielen.

Schaubild 6

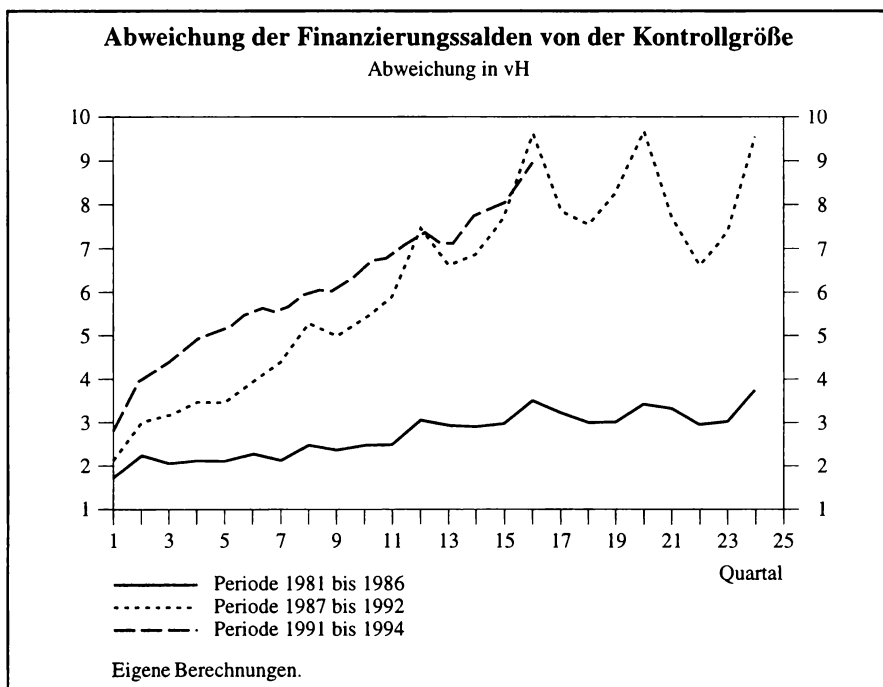


### 6.1. Erhöhung der indirekten Steuern

Ist die Wirkung einer Erhöhung der indirekten Steuern mit dem Ziel der Reduzierung des Defizits der öffentlichen Haushalte regimeunabhängig? Diese Frage soll mit Hilfe mehrerer Simulationen untersucht werden, wobei dieselbe Maßnahme, eine dauerhafte Erhöhung des indirekten Steuersatzes um 10 vH, zu unterschiedlichen Zeitpunkten durchgeführt wird. Dieser unterstellten Erhöhung entspricht beispielsweise eine Anhebung des Mehrwertsteuersatzes von 15 auf 16,5 vH. Als Beispiel für ein Nachfrageregime wurde der Zeitraum von 1981 bis 1986, für ein Kapazitätsregime der Zeitraum von 1987 bis 1992 gewählt. Zusätzlich wurde eine Simulation für die Periode 1991 bis 1994 durchgeführt, um die Folgen einer Steuererhöhung im Anschluß an die Deutsche Wiedervereinigung zu untersuchen. Diese Periode beinhaltet den Wechsel von einem Kapazitäts- zu einem Nachfrageregime.

Die Simulationsergebnisse deuten auf eine Regimeabhängigkeit fiskalpolitischer Maßnahmen hin. Schaubild 5 zeigt, daß die Einnahmen durch indirekte Steuern zwar in allen untersuchten Perioden steigen, der Anstieg in einem Kapazitätsregime jedoch prozentual höher ausfällt, da hier zuerst die Überschußnachfrage auf dem Gütermarkt abgebaut wird und somit die Transaktionsmenge, die die Grundlage für die Steuereinnahmen bildet, weniger stark reagiert als in einem Nachfrageregime. Auch für die Wiedervereinigungsphase kommt es durch das einsetzende Nachfrageregime zu einem geringeren Einnahmenanstieg.

Schaubild 7



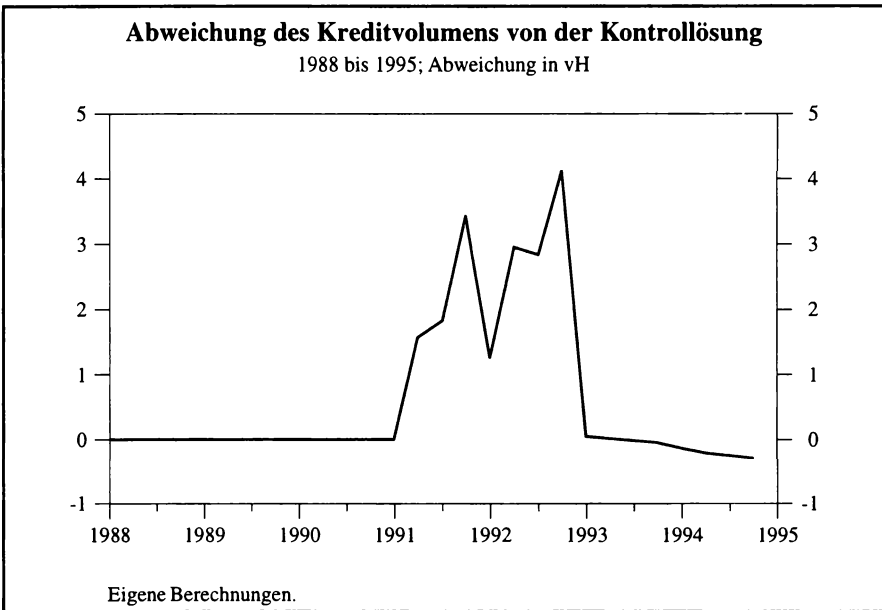
Deutlicher wirkt sich die Steuererhöhung allerdings auf die Beschäftigungssituation aus<sup>40</sup>. Schaubild 6 zeigt die jeweilige Beschäftigungsentwicklung. Nimmt die Beschäftigung im Falle eines Nachfragerregimes während der ersten 16 Quartale nach Einführung der Maßnahme um rund 1,2 vH ab, so geht sie im Kapazitätsregime nur um 0,3 vH zurück. Anschließend an diesen Zeitraum kommt es dann in beiden Fällen zu einem Regimewechsel, so daß der Beschäftigungsabbau nun gebremst bzw. beschleunigt wird. Für den Zeitraum nach der deutschen Wiedervereinigung bremst das zunächst vorherrschende Kapazitätsregime den Beschäftigungsabbau. Der Übergang zu einem Nachfragerregime führt jedoch auch hier zu einem stärkeren Beschäftigungsrückgang.

Die negativen Finanzierungssalden der einzelnen Simulationsperioden nehmen während der drei Simulationsperioden ab. Allerdings deutet sich hier an, daß eine Steuererhöhung in einem Kapazitätsregime zu einem stärkeren Rückgang des Defizits führt. Schaubild 7 zeigt eine Reduktion um real 8 Mrd. DM pro Quartal während der Periode 1987 bis 1992 gegenüber 2,5 Mrd. DM pro Quartal während der Periode 1981 bis 1986<sup>41</sup>.

- 40 Erhebliche, kurzfristig negative Beschäftigungswirkungen von vorübergehenden Steuererhöhungen zur Budgetsanierung werden auch von der aktuellen Version des Bundesbankmodells ausgewiesen.
- 41 Dabei ist allerdings der Niveaueffekt aufgrund des gestiegenen Sozialprodukts zu berücksichtigen. Gemessen als relativer Anteil am Sozialprodukt ergeben sich 1,21 vH Reduktion für das Jahr 1991 gegenüber 0,46 vH für das Jahr 1986 und 1,08 vH für das Jahr 1994.



Schaubild 8



Als Ergebnis der Simulationen folgt, daß eine Konsolidierungspolitik nicht in jedem Regime die gleichen Wirkungen zeigt, sondern daß in einem Kapazitätsregime deutlich geringere negative Auswirkungen auf die Beschäftigung festzustellen sind und der Abbau des Budgetdefizits mit niedrigeren Steuererhöhungen zu bewältigen ist als in einem Nachfrageregime.

## 6.2. Abschwächung der Eigenkapitalrestriktion

Gab es in Deutschland ähnlich wie in Teilen der Vereinigten Staaten eine Einschränkung der Kreditvergabe im Zuge der Einführung neuer Eigenkapitalanforderungen? Hatte dies reale Folgen, und wären diese möglicherweise geringer ausgefallen, wenn die Zielgröße nicht bis zum Wert des Basler Abkommens abgesenkt worden wäre? Erste empirische Evidenz für diese Fragestellung in einem makroökonomischen Modell liefert die folgende Simulation<sup>42</sup>. Dabei wird unterstellt, daß der im Kreditwesengesetz vorgegebene Eigenkapitalfaktor, der die risikogewichteten Aktiva der Banken auf eben dieses Vielfache des Eigenkapitals beschränkt, zum 1. Januar 1991 statt auf 12,5 lediglich auf 14,5 gesenkt worden wäre. Wie in der Kontrollösung wird dabei eine stetige Anpassung des Eigenkapitalfaktors vom alten Wert 18 an den neuen Richtwert im Anschluß an die Basler Vereinbarung 1988 unterstellt.

42 Für theoretische Überlegungen zu dem Anpassungsmechanismus vgl. J. Blum und M. Hellwig.

Schaubild 9

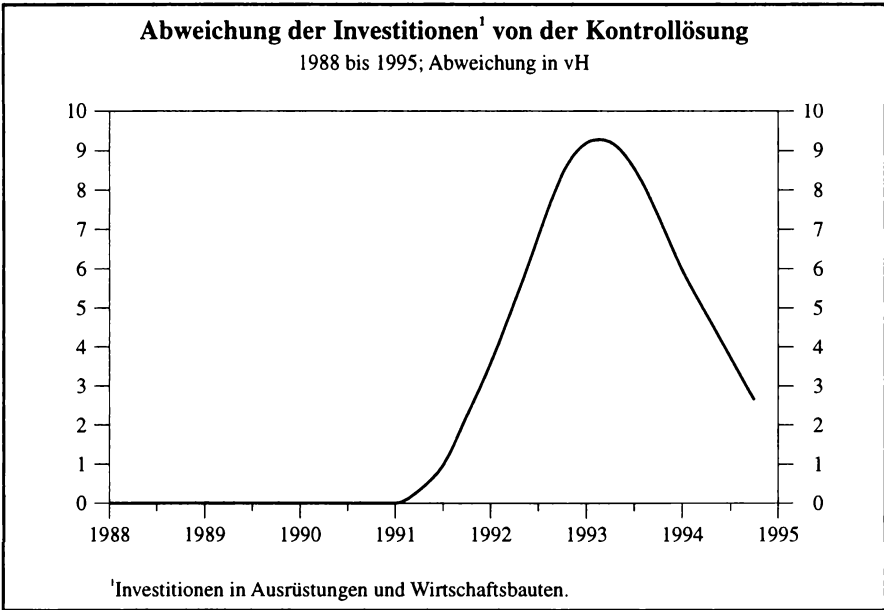


Schaubild 10

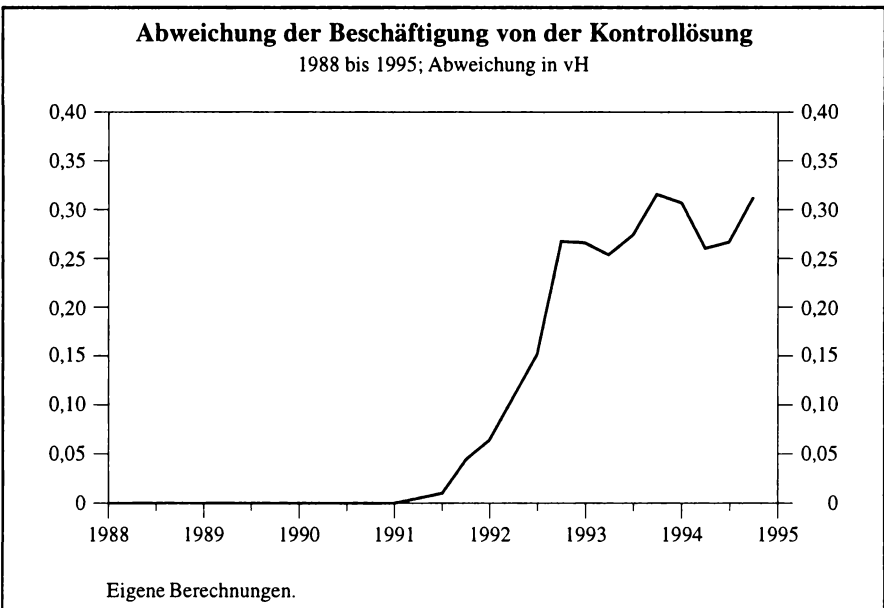


Schaubild 11



Die Simulationsergebnisse zeigen einen deutlichen Einfluß dieser Entscheidung auf die Kreditvergabe und in der Folge auch auf die Investitionen in Anlagen und Wirtschaftsbauten ab 1991. Schaubild 8 zeigt die prozentuale Abweichung des simulierten Kreditvolumens von der Kontrolllösung. Da das Kreditangebot vor 1991 und auch nach 1993 eher von den Einlagen als von der Eigenkapitalschranke bestimmt wurde, kommt es während dieser Zeit zu keiner Reaktion des Kreditangebots. Ein starker Einfluß läßt sich auf die Investitionen in Ausrüstungen und Wirtschaftsbauten nachweisen. Schaubild 9 zeigt, daß deren simulierter Wert um knapp 10 vH über der Kontrolllösung liegen<sup>43</sup>. Im Gegensatz hierzu werden die weiteren Investitionen (Wohnbauten, Lager, Staat) von der unterstellten kreditpolitischen Maßnahme nicht direkt beeinflußt und weisen, wenn überhaupt, nur geringfügige Abweichungen von der Kontrolllösung auf.

Auch für die Beschäftigung und das Sozialproduktwachstum ergeben sich positive Effekte. Schaubild 10 zeigt, daß die Beschäftigung schließlich um 0,3 vH über der Kontrolllösung liegt. Schaubild 11 zeigt die Abweichung des Sozialproduktwachstums von der Kontrolllösung. Hier ergeben sich anfangs aufgrund der ansteigenden Investitionen positive Effekte, die ab 1993 einerseits durch den Rückgang der Investitionen, andererseits durch den Basiseffekt eines nun höheren Sozialprodukts verschwinden. Trotz dieses Rückgangs befindet sich das Sozialprodukt von 1991 an immer auf einem höheren Niveau als in der Kontrollgröße.

43 Dieses Ergebnis entspricht dem in P. Winker, wo für 1986 gezeigt wird, daß durch einen Abbau der Überschußnachfrage nach Krediten die Investitionen um 10 vH steigen.

### 6.3. Zusammenfassung der Ergebnisse

Mit den Simulationen sollte verdeutlicht werden, daß es für die Wirkungen bestimmter Maßnahmen von seiten der Politik durchaus eine Rolle spielen kann, wie groß der Anteil der Regime in der betrachteten Phase ist. Insofern sollte die ex ante-Evaluation von Politikmaßnahmen auch eine Analyse der gegenwärtigen Situation hinsichtlich möglicher Rationierungssituationen auf einzelnen Märkten beinhalten.

## 7. Zusammenfassung und Ausblick

Ziel dieses Beitrags war es, einen Überblick über die Konzeption, den Aufbau und die empirischen Resultate des Konstanzer aggregierten Ungleichgewichtsmodells zu geben. Es enthält neben einem Güter- und einem Arbeitsmarkt auch eine endogene Modellierung des Kreditangebots sowie eine Spezifikation von staatlichen Einnahmen und Ausgaben nebst einer Reaktionsfunktion für die Zentralbank. Das Modell zeichnet sich durch die explizite Modellierung von Rationierungssituationen auf unterschiedlichen Märkten aus. Dadurch werden verschiedene Regimezustände des Modells bzw. der beschriebenen Volkswirtschaft definiert. Mit Hilfe von Simulationen sollen zusätzlich modellspezifische Eigenschaften wie die Regimeabhängigkeit von Politikmaßnahmen hervorgehoben werden. Da der Schätzzeitraum (1960 bis 1994) aufgrund der gegebenen Datenlage für Westdeutschland nicht mehr erweitert werden kann, gibt es nur noch die Möglichkeit, spezielle Aspekte wie beispielsweise die Auswirkungen staatlicher Investitionen oder Arbeitsnachfrage mit Hilfe zusätzlicher Gleichungen zu untersuchen. Eine Fortschreibung für Gesamtdeutschland hingegen, so denn die Datenlage dies erlaubt, wird in absehbarer Zukunft möglich sein.

### Literatur zum Konstanzer aggregierten Ungleichgewichtsmodell

- Entorf, H., Franz, W., König, H. und Smolny, W., The Development of German Employment and Unemployment: Estimation and Simulation of a Disequilibrium Macro Model. In: J.H. Drèze and C. Bean (Eds.), *Europe's Unemployment Problem*. Cambridge 1990, S. 239ff.
- Franz, W. und Göggelmann, K., Geldpolitische Wirkungen in einem makroökonomischen Ungleichgewichtsmodell für die westdeutsche Volkswirtschaft. (Diskussionsbeiträge des SFB 178, Nr. 307.) Konstanz 1996.
- Franz, W. and Heidbrink, G.W., The Importance of Rationing in the International Trade: An Econometric Analysis for Germany. „Recherches Economiques de Louvain“, vol. 3–4 (1992), S. 347ff.
- Franz, W. and Heidbrink, G.W., The Importance of Business Survey Data as Rationing Schemes: An Econometric Investigation for Germany. In: K.H. Oppenländer and G. Poser (Eds.), *The Explanatory Power of Business Cycle Surveys*. Aldershot 1994, S. 473ff.

- Franz, W., Heidbrink, G.W. and Scheremet, W., International Trade in a Disequilibrium Model. In: H.J. Vosgerau (Ed.), *European Integration in the World Market*. Berlin 1992, S. 513ff.
- Franz, W., Heidbrink, G.W. and Smolny, W., The Impact of German Unification on West Germany's Goods and Labor Market: A Macroeconometric Disequilibrium Model in Action. (CILE-Diskussionspapiere, Nr. 7.) Konstanz 1993.
- Franz, W. and König, H., A Disequilibrium Approach to Unemployment in the Federal Republic of Germany. „*European Economic Review*“, vol. 34 (1990), S. 413ff.
- Franz, W., Oser, U. and Winker, P., Migratory Movements in a Disequilibrium Macroeconometric Model for West Germany. (Diskussionsbeiträge des SFB 178, Nr. 202.) Konstanz 1993.
- Franz, W., Oser, U. and Winker, P., A Macroeconometric Disequilibrium Analysis of Current and Future Migration from Eastern Europe into West Germany. „*Journal of Population Economics*“, vol. 7 (1994), S. 217ff.
- Franz, W. und Smolny, W., Internationale Migration und wirtschaftliche Entwicklung: Eine theoretische und empirische Analyse mit Hilfe eines Mengenerationierungsmodells. In: B. Felderer (Hrsg.), *Bevölkerung und Wirtschaft*. Berlin 1990.
- Franz, W. und Smolny, W., Ungleichgewichte auf Arbeits- und Gütermärkten: Eine theoretische und ökonomische Analyse mit Hilfe eines Mengenerationierungsmodells. In: W. Franz (Hrsg.), *Mikro- und makroökonomische Aspekte der Arbeitslosigkeit*. (Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nr. 165.) Nürnberg 1992, S. 223ff.
- Franz, W. and Smolny, W., The Measurement and Interpretation of Vacancy Data and the Dynamics of the Beveridge Curve: the German Case. In: J. Muysken (Ed.), *Measurement and Analysis of Job Vacancies*. Aldershot 1994, S. 203ff.
- Heidbrink, G.W., *Deutsche und europäische Arbeitsmärkte: Erfolgchancen nationaler und internationaler Wirtschaftspolitik*. Konstanz 1995.
- Schellhorn, M. and Winker, P., Stochastic Simulations of a Macroeconometric Disequilibrium Model for West Germany. In: W. Welfe (Ed.), *Macromodels. Proceedings of MACROMODELS '94*. Lodz 1994, S. 31ff.
- Smolny, W., Macroeconomic Consequences of International Labour Migration. In: H.-J. Vosgerau (Ed.), *European Integration in the World Economy*. Berlin 1992, S. 376ff.
- Smolny, W., Dynamic Factor Demand in a Rationing Model. (Diskussionsbeiträge des SFB 178, Nr. 175.) Konstanz 1992 (erscheint demnächst in „*Applied Economics*“).
- Smolny, W., Dynamic Factor Demand in a Rationing Context: Theory and Estimation of a Macroeconomic Disequilibrium Model for the Federal Republic of Germany. Heidelberg 1993.
- Smolny, W., Die Aggregation von Mikromärkten in Ungleichgewichtssituationen. In: B. Gahlen u.a. (Hrsg.), *Makroökonomik unvollkommener Märkte*. Tübingen 1993.

- Smolny, W., Monopolistic Price Setting and Supply Rigidities in a Disequilibrium Framework. (CILE-Diskussionspapiere, Nr. 12.) Konstanz 1994.
- Smolny, W., Nonlinear Models of Employment Adjustment. In: W.A. Barnett u.a. (Eds.), Dynamic Disequilibrium Modeling. Cambridge 1996.
- Smolny, W., Employment and Unemployment in Germany: Some Results from a Macroeconomic Disequilibrium Model. In: K. Gerlach und R. Schettkat (Hrsg.), Beiträge zur neuklassischen Makroökonomie. Berlin 1996.
- Winker, P., Rationierung auf dem Markt für Unternehmenskredite in der BRD. Tübingen 1996.

### Variablendefinitionen

$Y^v$	Verfügbares Einkommen
$Y^d$	Gesamtwirtschaftliche Güternachfrage
$Y^s$	Gesamtwirtschaftliches Güterangebot
$C$	Konsum, real
$p^c$	Konsumentenpreisindex
$Y^g$	Bruttoinlandsprodukt
$Y$	BIP ohne Staat
$p$	Preisindex, BIP ohne Staat
$X$	Exporte
$p^x$	Preisindex, Exporte
$M^w$	Importe der restlichen Welt
$p^{wt}$	Preisindex Welthandel
$M$	Importe
$p^m$	Preisindex, Importe
$M^d$	Effektive Importe
$M^o$	Importe, ohne Rohstoffe und Halbwaren
$p^{m_o}$	Preisindex, Importe ohne Rohstahl und Halbware
$M^{th}$	Importe, Rohstoffe und Halbwaren
$p^{m_m}$	Preisindex, Import, Rohstoffe und Halbware
$K^n$	Kapitalstock, ges., netto, real
$KT$	Bruttokapitalstock, real, Ausrüstungen und Bauten
$p^i$	Preisindex, Investitionen
$K^v$	Vorräte, real
$K^w$	Wohnbauten, real
$p^w$	Preisindex Wohnbauten
$K^a$	Ausrüstungen, real
$Y^a$	Aktivitätsvariable Gütermarkt
ucr	Nutzungskosten Kapital
BUV	Bruttoeinkommen aus Unternehmen und Vermögen
$L^{b,s}$	Beschäftigte, Staat
$L^b$	Beschäftigte

LT	Erwerbstätige ohne Staat
LS	Arbeitsangebot
H	Arbeitsvolumen
u	Arbeitslosenrate
w <sup>b</sup>	Bruttolohn- und -gehaltsumme je Beschäftigte
w <sup>g</sup>	Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit
$\frac{w}{p}$	Reallohnsatz
wedge	Lohnwedge
ST <sup>i</sup>	Indirekte Steuern
st <sup>m<sup>w</sup></sup>	Indirekte Steuern je Einheit Sozialprodukt
SOZL <sup>s</sup>	Soziale Leistungen, Staat
VER <sup>s</sup>	Verschuldung, Staat
SOZB <sup>b</sup>	Sozialbeiträge, Beschäftigte
SOZB <sup>u</sup>	Sozialbeiträge, Unternehmen
ST <sup>d,1</sup>	Lohnsteuersatz
ST <sup>d,s</sup>	Direkte Steuern abzüglich Lohnsteuer
Z <sup>s</sup>	Zinszahlungen, Staat
C <sup>s</sup>	Staatliche Güternachfrage
q	Kapazitätsauslastungsgrad
q <sup>a</sup>	Kapazitätsauslastungsgrad, Ausland
$\frac{Y}{LT}$	Beobachtete Arbeitsproduktivität
$\frac{Y}{L}$	Technische Arbeitsproduktivität
$\frac{Y}{K}$	Technische Kapitalproduktivität
$\frac{Y}{KT}$	Beobachtete Kapitalproduktivität
DUL	Auslastungsgrad, Arbeit
DUC	Auslastungsgrad, Kapital
p <sup>y</sup>	Mismatchparameter, Gütermarkt
p <sup>l</sup>	Mismatchparameter, Arbeitsmarkt
Y <sub>LS</sub>	Maximaler Output bei gegebenem Arbeitsangebot
Y <sub>C</sub>	Maximaler Output bei gegebener Kapazität
L <sub>yc</sub>	Maximale Beschäftigung bei gegebenen Kapazitäten
Kr <sup>s</sup>	Kreditangebot
Kr <sup>r</sup>	Kreditvolumen, real
EK	Eigenkapital, Banken
ir	Insolvenzrate
D	Verfügbare Einlagen
r <sup>Kr</sup>	Kreditzins (Kontokorrentkredite 1 bis 5 Mill.)
r <sup>b</sup>	Umlaufrendite
r <sup>g</sup>	Geldmarktsatz, Tagesgeld
r <sup>g,us</sup>	Federal Fonds Rate, USA
usd	Wechselkurs US-Dollar





# **Gesamtwirtschaftliche Modelle aus der Sicht der Konsumenten: die nationale Perspektive**

Von Hans-Günther Süsser

## **Gewandelte Bedeutung ökonomischer Modelle für die Politikberatung**

Die Erfahrungen lassen sich zusammenfassen in „No models are right, some models are useful“.

Mit dem eingetretenen Wandel in Politik und Gesellschaft sowie in den vorherrschenden wirtschaftstheoretischen und wirtschaftspolitischen Konzepten hat auch das Arbeiten mit ökonomischen Modellen in den letzten Jahren eine gewandelte Bedeutung erfahren. Herrschte noch bis in die siebziger Jahre ein weitverbreiteter Konsens über die Machbarkeit und Steuerbarkeit des Wirtschaftsablaufs durch Griff in den wirtschaftspolitischen Instrumentenkasten vor, so ist dies seither mehr und mehr der Überzeugung gewichen, daß das komplexe Wirtschaftsgeschehen durch kein noch so großes, theoretisch anspruchsvolles und verästeltes Gleichungssystem hinreichend genug abgebildet werden kann.

Verbesserung der allgemeinen Rahmenbedingungen für das Wirtschaften statt fine-tuning – das ist die gewandelte wirtschaftspolitische Botschaft spätestens seit Beginn der achtziger Jahre. Die ursprüngliche Begeisterung über die Möglichkeiten ökonomisch fundierter Aussagen ist einer Ernüchterung gewichen. Der wirtschaftstheoretische und -politische Paradigmenwechsel von einem Keynesianismus Hicks-Hansen-scher Prägung hin zu angebotspolitischen Ansätzen, bei denen insbesondere der Monetarismus und die Theorie rationaler Erwartungen eine Rolle spielen, steht als Erklärung für diese gewandelte Bedeutung ökonomischer Modelle in der Politikberatung.

Es ist müßig zu streiten, ob es am Konzept eines richtig verstandenen Keynesianismus lag oder an seiner falschen Anwendung, die sich in einer oft mechanistischen Überbetonung des Kreislaufzusammenhangs zeigte. Häufig führte dies zur Vernachlässigung der Verhaltensreaktionen der Wirtschaftssubjekte. Aber auch die Angebotspolitik muß sich diese Frage stellen lassen. Zumindest wird die Grundannahme rationaler Erwartungen in der Realität vielfach nicht bestätigt, und Geldmengenziele wurden – sofern sie überhaupt noch praktiziert werden – häufig verfehlt.

Ich will nicht so weit gehen wie Borhardt, der einmal sinngemäß ausführte, es scheine inzwischen herrschende Meinung unter den Ökonomen zu sein, daß Kontroversen über

Kausalerklärungen sich nicht mit Hilfe ökonomischer Modelle beenden, ja daß sich Theorien überhaupt nicht durch Statistiken beweisen oder widerlegen ließen. Ich bin vielmehr der Meinung, daß die angewandte Ökonometrie nach wie vor ihren Stellenwert hat. Außer auf rein didaktischem Gebiet, d.h. im Aufzeigen von Funktionszusammenhängen, besteht ihre Bedeutung weniger in der Darstellung der voraussichtlichen Entwicklung. Dabei sollte bedacht werden, daß sich Prognosen mittels solcher Modelle nicht als leistungsfähiger gegenüber den vielfach abqualifizierend so bezeichneten „judgemental forecasts“ erwiesen haben. Im „Wettbewerb“ der Prognosen können sie aber ein nützliches zusätzliches Instrument darstellen. Makro-Modelle treten auch nicht mehr mit dem Anspruch auf, mit ihrer Hilfe den Wirtschaftsprozess steuern zu können. Ihre Bedeutung liegt m.E. vielmehr in der Simulation möglicher Wirtschaftsverläufe bei unterschiedlicher Ausprägung wichtiger exogener Variablen. Das setzt allerdings auch eine gewisse Prognoseleistungsfähigkeit voraus. Sonst besteht die Vermutung, daß auch Maßnahmen-Simulationen wenig brauchbar sind.

Gerade die den Modellen immanente Verhaltenskonstanz bei der Erklärung der endogenen Prozesse erweist sich in einer Zeit des permanenten Wandels als Schwäche. Politische, gesellschaftliche, wirtschaftliche und soziale Veränderungen großen Umfangs sind ja nicht zuletzt durch erhebliche Verhaltensänderungen und vice versa eingetreten. Aber auch die Änderung der Rahmenbedingungen – in den letzten Jahren ständiger Wegbegleiter – ruft Verhaltensänderungen hervor.

Also: Nicht nur der Übergang von der alten Datenbasis „Westdeutschland“ auf die Basis „Gesamtdeutschland“ schafft vordergründige Schwierigkeiten wegen des Nichtvorhandenseins der notwendigen „langen Reihen“ zur Spezifikation der Modellgleichungen. Ähnliches, wenn nicht Gravierenderes, steht uns 1999 durch den Übergang auf das Europäische System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 95) ins Haus; hier werden lediglich für das Jahr 1991 konzeptbedingte Differenzen zwischen dem alten und neuen Interaktionssystem der Abbildung des Wirtschaftsgeschehens im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung aufgezeigt werden können. Die Frage nach der Strukturkonstanz wird durch diese Zäsuren um so dringlicher. Hinzu kommen die Veränderungen, die sich unter dem Stichwort „Globalisierung“ subsumieren lassen.

Dies alles erfordert aus Sicht des Analytikers eigentlich eine Renaissance des Arbeitens mit ökonomischen Modellen; sie müssen aber in der Lage sein, alle diese Änderungen, die nicht zuletzt auch Verhaltensänderungen sind, analytisch sauber aus dem dargestellten Wirtschaftsablauf heraus abbilden zu können, ohne allzusehr vom Instrument des final adjustments oder add factoring Gebrauch zu machen. Sonst ist an den Ergebnissen nicht mehr zu erkennen, ob sie schwergewichtig modellbestimmt oder „judgemental“ sind.

Die gewandelte Bedeutung der Nutzung ökonomischer Modelle hat sich auch in der Personalausstattung des BMWi niedergeschlagen. Die Arbeitsgruppe „Ökonometrie“ hat heute durch Personalabbau keinen Ökonometriker mehr, das verbliebene Personal erfüllt daher praktisch nur noch unverzichtbare Service- und Beratungsfunktionen beim EDV-Einsatz in den übrigen fachbezogenen Arbeitseinheiten. Auslöser war zwar der allgemein verordnete Stellenabbau, aber dieses Beispiel zeigt doch die gewandel-

ten Prioritäten. D.h. auf ökonomischem Gebiet ist das BMWi zur Zeit eigentlich nicht mehr satisfaktionsfähig. Die Idealvorstellung des Prognostikers, unabhängig voneinander gleichzeitig ein ökonomisches Modell laufen zu lassen und eine auf analytischem Weg erarbeitete Prognose zu erstellen, um sich selbst mit deren Ergebnissen zur Fundierung des eigenen Urteils und für die Politikberatung zu konfrontieren, scheidet somit praktisch aus. Gleichwohl werden wir mit Ergebnissen ökonomischer Arbeiten konfrontiert und müssen uns damit auseinandersetzen. Die Funktion, als Transformator zwischen den Ergebnissen und der Politikberatung zu agieren, existiert also weiter.

Im politischen Bereich besteht wegen der notwendigen Verdichtung der überzubringenden und aufnehmbaren Informationen als größte Gefahr die Verabsolutierung der quantitativen Ergebnisse von ökonomischen Modellen. Die gleichzeitig auftretenden Ziel-Mittel-Konflikte bei Simulation verschiedener Maßnahmen fallen dabei leider allzuoft unter den Tisch. Dies ist zwar nicht den Modellbauern anzulasten, zeigt aber, daß hiervon dennoch erhebliche Mißverständnisse, wenn nicht falsche Schlußfolgerungen ausgehen können.

### **Das Ziel „Halbierung der Arbeitslosigkeit bis 2000“ ...**

Dies möchte ich an einem Beispiel aus jüngerer Zeit erläutern: Zu Jahresbeginn 1996 gab es in der Kanzlerrunde im Rahmen des „Bündnis für Arbeit“ die politische Zielformulierung von Bundesregierung, Wirtschaftsverbänden und Gewerkschaften, bis zum Jahr 2000 die Arbeitslosigkeit zu halbieren. Auslöser war das Junktim des IG-Metall-Vorsitzenden, Klaus Zwickel, sich mit Lohnsteigerungen in Höhe der Inflationsrate zufrieden zu geben, wenn dafür in den nächsten drei Jahren 300 000 zusätzliche Arbeitsplätze geschaffen würden. Zwickel wurde dafür einerseits wegen des offen eingeräumten Zusammenhangs zwischen Lohnhöhe und Beschäftigung gelobt, andererseits getadelt, weil kein Arbeitgeberverband zusätzliche Arbeitsplätze garantieren könne. Ein anderer Verbandsvertreter, Hans-Olaf Henkel, ging aber noch weiter und verkündete sinngemäß, wenn nur die richtigen Maßnahmen getroffen würden, könnten bis 2000 rund 2 Mill. neue Arbeitsplätze geschaffen werden. Dies fand dann seinen Niederschlag im „Bündnis für Arbeit“ und im „Aktionsprogramm für Investitionen und Arbeitsplätze“. Herr Henkel distanzierte sich zwar umgehend nach Verlassen der Kanzlerrunde von diesem Ziel, weil die ins Auge gefaßten Maßnahmen bei weitem nicht ausreichend seien. Aber das Kind war in der Welt. Kein Mensch hatte sich aber die Mühe gemacht, im Vorfeld die Bedingungen für die Erreichung dieses herkulischen Ziels aufzuzeigen.

Damit standen wir Vorausschätzer in der Bundesregierung vor einem Dilemma: Konnten wir in der im Frühjahr zur erstellenden mittelfristigen Projektion bis zum Jahr 2000, die ja immerhin die quantitativen gesamtwirtschaftlichen Bemessungsgrundlagen für den mittelfristigen Finanzplan, für Steuerschätzung sowie Einnahmen- und Ausgabenplanung im Sozialversicherungsbereich liefert, an dieser Zielformulierung vorbeigehen? Dann wäre die Bundesregierung dem Vorwurf ausgesetzt, sie glaube nicht an ihre eigenen Ziele. Andererseits war klar: hätten wir dieses Ziel als Ergebnis der Projektion ausgewiesen, dann hätten sich die Probleme auf dem Papier von selbst

gelöst, der notwendige Handlungsdruck wäre verschwunden, und nach kurzer Zeit wäre klar geworden, daß alle hierauf aufbauenden Planungen Makulatur gewesen wären.

Wir entschieden uns – politisch schwer genug – gegen den Münchhausen-Effekt. Unter m.E. durchaus optimistischen Annahmen auf der Grundlage des im April beschlossenen „Programms für mehr Wachstum und Beschäftigung“ sah die Projektion bis zum Jahr 2000 einen Erwerbstätigenzuwachs in Gesamtdeutschland im Vergleich zu 1995 von etwas mehr als 700 000 voraus, d.h. gegenüber 1996, für das ein Rückgang der Beschäftigung um 300 000 erwartet wurde, wurde eine Zunahme der Gesamtbeschäftigung von etwa 1 Mill. unterstellt. Für die Arbeitslosigkeit bedeutete dies unter der Annahme noch anhaltenden Angebotsdrucks aufgrund des weiterhin positiven Wanderungssaldos und – bei wieder steigender Arbeitskräftenachfrage – der Umkehr des Entmutigungseffekts in einen Ermutigungseffekt einen Rückgang auf rd. 3,5 Mill. im Jahr 2000, wobei hier zunächst von einem Anstieg im Jahr 1996 auf rd. 4 Mill. auszugehen war.

### **... und das Aufzeigen von Wegen zu seiner Realisierung mittels eines makroökonomischen Modells**

Dieses Szenario hat uns eine Reihe von parlamentarischen und sonstigen Anfragen eingebracht, die von „nicht ehrgeizig genug“ bis hin zu „Schönrechnerei“ reichten. Nachdem sich die Wogen wieder geglättet hatten, wurden die Ergebnisse dieser Projektion vom Frühjahr im Sommer wie üblich von uns in einer Beilage zum Monatsbericht des BMWi sowie im Finanzbericht des BMF veröffentlicht. Gleichzeitig kamen die Ergebnisse der im Frühjahr in Auftrag gegebenen IAB-Studie auf der Grundlage der IAB/Westphal-Version des makroökonomischen SYSIFO-Modells auf den Markt<sup>1</sup>. Tenor: „Wissenschaftler widersprechen der Bundesregierung, Halbierung der Arbeitslosenzahl bis 2000 doch möglich“. Folge: Abermalige parlamentarische Anfragen.

Dies ist ein Musterbeispiel für die Verabsolutierung von Ergebnisse der Modellsimulationen. Die Bedingungen für ihr Zustandekommen fielen unter den Tisch, das Aufzeigen von Zielkonflikten wurde allenfalls am Rande und die Maßnahmenkombination eher in einer Art „Rosinenpickerei“ zur Kenntnis genommen.

Nun ist es zwar richtig, daß die Modellbauer auf Zielkonflikte hingewiesen haben. Sie selbst haben auch vor einer Überinterpretation der absoluten Simulationsergebnisse gewarnt und wollten sie nur als Tendenzaussagen verstanden wissen. Der Vorwurf, daß sie die politischen Realitäten nicht genügend gewürdigt haben, ist ihnen dennoch zu machen. Das Ergebnis hätte eigentlich lauten müssen: Unter den gegebenen politischen Realitäten, nämlich Priorität für die Einhaltung des Maastricht-Defizitkriteriums, ist das Halbierungsziel für die Arbeitslosigkeit bis 2000 unter keinen Umständen zu

---

1 Vgl. W. Klauer, P. Schnur und G. Zika, Wege zu mehr Beschäftigung – Simulationsrechnungen bis zum Jahr 2005 am Beispiel Westdeutschland. (IAB-Werkstattbericht, Nr. 5/1996.) Nürnberg 1996.

erreichen. Jedem mit der Materie Vertrauten ist klar, daß hier die Zeitdimension eine entscheidende Rolle spielt. So steht das Jahr 2000, nicht etwa 2005 zur Debatte. In dem vom IAB favorisierten Strategiebündel S6, das auch im Zentrum der öffentlichen Berichterstattung stand, wird zudem die Hälfte des Gesamteffekts an Beschäftigungszuwachs bis zum Jahr 2000 bereits im 1. Jahr, also 1997, erzielt. Gegenüber dem Referenzszenario soll die Beschäftigung in Westdeutschland also 1997 um 800 000 steigen. 1997 ist aber bekanntlich das Maastricht-Referenzjahr; und hier soll sich der staatliche Finanzierungssaldo wegen der einnahmenmindernden Effekte des Strategiebündels um 11 Mrd. DM gegenüber dem Referenzszenario verschlechtern.

Im politischen Raum waren wir jetzt aufgrund der Modellergebnisse mit dem Vorwurf konfrontiert, das Defizitziel werde in jedem Fall erreicht, erreichbar sei aber auch das Arbeitslosigkeits-Halbierungsziel, schließlich zeige das Modell Wege dazu auf. Wenn hier ein Widerspruch gesehen wird, dann dadurch, daß das Modell die positiven Rückwirkungen der kurzfristigen Defizitreduzierung auf die mittelfristigen Wachstums- und Beschäftigungsmöglichkeiten nicht richtig spezifiziert habe.

Dies ganze ist ein Lehrstück im Theorien- und Konzeptstreit von Nachfrage- und Angebotswirkungen, von kurz- und mittelfristigen Reaktionen, von Vernachlässigung der Zeitdimension, von Außerachtlassung möglicher Änderungen der Verhaltensreaktionen aufgrund des Abweichens bestimmter Modellergebnisse von den Ausprägungen der Stützperiode u. v. a. m.

### **Die Modellannahmen ...**

Die Maßnahmen dieses Strategiebündels im einzelnen

- Lohnsätze: 1997 bis 1999 Inflationsausgleich, danach wie Produktivitätsrate;
- zuschlagpflichtige Überstunden: Rückgang um 40 vH ab 1997;
- Teilzeitquote: Zunahme um 5,2 vH auf 24,2 vH ab 1997;
- Mineralölsteuer: Erhöhung um 0,20 DM/l 1997, 1999 und 2001;
- Mehrwertsteuer: Erhöhung um 1 vH-Punkt ab 2001;
- Vermögensteuer: Abschaffung ab 1998 (ohne Kompensation);
- Sozialbeitragsätze: Senkung um je 1 vH-Punkt 1997, 1999 und 2000;
- Sozialausgaben: ab 1998 um 10 Mrd. DM und in Zukunft stärker sinkend;
- staatliche Sachausgaben: ab 2002 um 10 Mrd. DM und in Zukunft stärker sinkend;
- Subventionsabbau: ab 2003 um 10 Mrd. DM sinkend;
- staatliche Investitionen: reale Zunahme um 10 Mrd. DM ab 1997 (d.h. Anstieg um rd. ein Siebtel).

Wie gesagt, mit diesem Bündel soll die Erwerbstätigkeit Westdeutschlands bis 2000 um 1,6 Mill., davon allein 1997 um mehr als 800 000 höher als im Referenzszenario

liegen, die Arbeitslosigkeit bis 2000 um 1 Mill., davon 1997 bereits um knapp 500 000 niedriger als nach dem status quo ausfallen.

### **... und zehn kritische Anmerkungen zu den simulierten Ergebnissen**

Bei Verwendung eines ökonomischen Modells ist zunächst einmal zu fragen, ob ein für die Konjunkturprognose konzipiertes Modell befriedigende Antworten auf das hier anstehende Problem – Halbierung der Arbeitslosigkeit bis 2000 – geben kann. Ist die Fragestellung also für das Erkenntnisziel adäquat? Hier scheinen mir einige Zweifel angebracht, die ich an den folgenden Punkten festmachen möchte.

(1) Das Modell bezieht sich auf Westdeutschland. Aufgrund der Vereinigungszäsur spricht vieles dafür, daß die Verhaltensreaktionen nicht mehr stabil sind. Daher ist es auch unzulässig, Ostdeutschland als Quotenmodell abzubilden, mit dem einzelne Rückwirkungen nur grob erfaßt werden. Hierfür spricht allein schon folgendes: Der außerordentlich kräftige Beschäftigungsanstieg in Westdeutschland 1990 bis 1992 war zum großen Teil nichts anderes als der gleichzeitige Abbau in Ostdeutschland, global und vielfach individuell. Dies spricht alleine schon für eine fehlerhafte Spezifikation der Beschäftigungsrückwirkung.

(2) Beim Erreichen von Extremwerten, die bisher in der Realität über einen längeren Zeitraum nicht beobachtet wurden, erscheint die richtige Modellreaktion zweifelhaft. Bei den Simulationsrechnungen nähert sich die Preis- und Lohnentwicklung, aber auch die Arbeitszeitkomponente diesem Grenzbereich.

(3) Das mismatch-Problem zwischen Angebot und Nachfrage am Arbeitsmarkt wird in der Kommentierung zwar angesprochen, spielt aber offensichtlich bei den Spezifikationen der Gleichungen und bei den Ergebnissen keine Rolle.

(4) Dem nicht im einzelnen präsentierten Referenzszenario kommt eine größere Bedeutung zu, als zugegeben wird. Es ist wichtig, daß man sich von seiner Plausibilität überzeugen kann. Es wird behauptet, es komme nur auf die Abweichung vom Referenzszenario an. Aber: Nicht nur die Reaktionsmuster bei den Simulationsrechnungen müßten je nach optimistischer oder pessimistischer Anlage des Referenzszenarios verschieden ausfallen. Auch die Umsetzungsmöglichkeiten der simulierten politischen Maßnahmen hängen davon ab. Hier sind insbesondere die Verfassung der öffentlichen Haushalte einschließlich der bereits unterstellten Maßnahmen, die Kapazitätsauslastung in der Wirtschaft, die Preis- und Zinsentwicklung, die bereits unterstellte Arbeitszeitverkürzung usw. zu nennen.

(5) Der unterstellte Wachstumspfad des Referenzszenarios – für Westdeutschland 1,9 vH bis 2000 – ist m.E. eher etwas zu hoch. Abgeleitet aus dem längerfristigen Trendwachstum kommt man für den Zeitraum 1997 bis 2000 eher auf 1 ¾ vH.

(6) Auf der Angebotsseite des Arbeitsmarktes unterstellt IAB ein weitgehend unverändertes Potential von Erwerbspersonen. Dabei weist das Institut selbst darauf hin, daß die Wanderungsannahmen mit 180 000 p.a. eher eine Untergrenze darstellen.

(7) In der Modellphilosophie begegnen sich zwangsläufig die herrschenden Schulen, also insbesondere der nachfrage- und angebotsorientierte Ansatz und damit Fragen nach den mehr kurzfristig konjunkturellen sowie den längerfristig strukturellen Wirkungen exogener Ereignisse. Während sich in der Theorie beide Positionen bezüglich der Abfolge und – wenn auch bedeutend schwieriger – der Wechselbeziehungen der Wirkungen versöhnen lassen, kommt in der Modellbaupraxis der Aspekt der längerfristigen Wirkungen nicht selten zu kurz. Sie sind zwar in der Wirklichkeit nicht zu leugnen, modellmäßig aber nur schwer zu fassen. Hinzu kommt: Wenn kurzfristig die wachstumsdämpfenden, mittelfristig aber die positiven Wirkungen vieler Maßnahmen herausgestellt werden, ist es ein Unterschied, ob Maßnahmen schockartig einmalig oder perpetuierend eingesetzt werden. Mittelfristig ist immer auch die Summe kurzfristiger Realisierungen, oder: Das Jahr 2000 ist aus heutiger Sicht der mittleren Frist zuzurechnen, aus Sicht des Jahres 1999 ist es kurzfristig. Dann vermischen sich in 2000 kurzfristig dämpfende und mittelfristig positive Wirkungen. Was dabei angesichts des Maßnahmenbündels überwiegt, bleibt unklar.

(8) Da die Rückführung der Arbeitslosigkeit auf ein tolerierbares Niveau zweifellos kein konjunkturelles, sondern ein Strukturproblem ist, wird die Aussagefähigkeit des IAB-Modells, das wesentliche Strukturphänomene nicht abbildet, stark eingeschränkt. Das trifft insbesondere auf Art und Umfang der Staatstätigkeit zu. Expressis verbis wird eingeräumt, daß die Subventionssimulationen keine strukturellen und allokativen Effekte berücksichtigen. Haushaltskonsolidierung durch Ausgabenreduzierung oder auch Einnahmenverbesserung scheint offenbar auch nur in ihren kurzfristig negativen Nachfragewirkungen Eingang in die Simulationsergebnisse zu finden. Staatlichen Investitionen wird dagegen pauschal die Eigenschaft zugeschrieben, daß sie sich mittelfristig selbst finanzieren und sogar das Defizit etwas verringern. Es wäre nützlich gewesen, wenn dieser „Münchhausen-Effekt“ ökonomisch interpretiert und nicht nur als „black-box-Ergebnis“ dargestellt worden wäre. Bei besonders wichtigen, produktionsnahen Infrastrukturinvestitionen – etwa zur Beseitigung von bottle-necks – erscheint dies ja ohne weiteres plausibel. Was ist aber z.B. mit Investitionen in Opernhäuser, Museen und Schwimmbäder? Im übrigen: Angesichts der ungünstigen Haushaltslage auf allen staatlichen Ebenen erscheint die Simulation einer Maßnahme, die ab 1997 von einer Ausweitung der öffentlichen Investitionen um ein Siebtel ausgeht, eher realitätsfern.

(9) Aber auch im privaten Sektor werden Strukturwirkungen von exogenen Anstößen nicht genügend ins Kalkül einbezogen. Als Beispiel möge der „naive“ Ansatz bei der Umverteilung von Arbeit durch Arbeitszeitverkürzung und Überstundenabbau dienen, die eine, wenn nicht die zentrale Rolle für die Erreichung des Beschäftigungsziels spielen soll. Ganz abgesehen davon, daß schon bei der Einführung strukturelle Phänomene zu bedenken sind, nämlich

- Entstehung von Inflexibilität bei Verzicht auf Überstunden;
- gegebenenfalls mismatch bezüglich des Arbeitskräfteangebots, zumal angesichts der ausgewiesenen Größenordnungen der Beschäftigungswirkung aufgrund der Arbeitszeitverkürzungsmaßnahmen;

- Erhöhung der overhead-costs, was alles in allem etwaige Produktivitätssteigerungen überkompensieren könnte,

besteht bei einer konsequenten Fortführung der Anpassung des Arbeitsangebots an eine schrumpfende Nachfrage die Gefahr, daß sich hierdurch eine folgenschwere Spirale nach unten entwickelt: Sinken die Pro-Kopf-Einkommen immer mehr, erzwingt dies letztlich eine 100-prozentige Erwerbsquote, es sei denn, die Menschen üben mehrere Berufe aus, wobei dann die Arbeitszeitverkürzung ein „Schlag ins Wasser“ gewesen wäre. Schließlich kann die immer weitere Reduzierung des Einsatzes von Arbeit im Wirtschaftsprozeß und die Verringerung der Pro-Kopf-Einkommen zu einer Destabilisierung der Gesellschaft führen.

(10) Insbesondere gilt aber: Sollte schon die begrenzte Aussagefähigkeit des ursprünglich für die Konjunkturprognose konzipierten Modells für mittelfristige Strukturprozesse zur Vorsicht mahnen, so wird die apodiktische Aussage: „Die Halbierung der Arbeitslosigkeit erscheint durchaus realisierbar“ bei der Überprüfung der Realisierbarkeit der vorgeschlagenen Maßnahmen vollends zur Fiktion.

### **Aufgezeigte Lösungsmöglichkeiten vernachlässigen objektiv vorhandene Restriktionen**

Ökonomische Entscheidungen sind Optimierungsaufgaben, d.h. in einem gegebenen Lösungsraum werden je nach Lage der Restriktionen und der jeweiligen Ausprägung der Zielfunktion unterschiedliche Variablen bindend und damit entscheidungswirksam.

So kann eben nicht schlichtweg abbedungen werden, daß „der schnellen, strikten Erfüllung der Maastricht-Kriterien großes Gewicht beigemessen“ wird. Da die Erfüllung des Maastricht-Defizitkriteriums ein politisches Datum ist, vermögen Simulationsrechnungen, die dies vernachlässigen, keinen praxisingerechten Lösungsweg aufzuzeigen. Beachtet man dagegen dieses Datum, dann scheiden Maßnahmen, die das Defizit vergrößern, wie zusätzliche Staatsausgaben, Senkung der Sozialversicherungsbeitragsätze, nicht kompensierte Steuersenkungen, kräftige Ausweitung der öffentlichen Investitionen, auch wenn sie sich mittelfristig laut Modell selbst finanzieren sollten, usw. prinzipiell auf weitere Sicht aus. Es bleibt dann im wesentlichen – von der sich auch endogen wohl einstellenden Lohnmoderation 1997 abgesehen – das problematisierte, von der Bundesregierung nicht per Dekret einsetzbare Instrument der Arbeitsumverteilung und der Lohnkostensenkung. Auch hier zeigen sich sowohl bei den Lohnzusatzkosten – Stichworte: Lohnfortzahlung sowie 1997 nochmals deutlich steigende Sozialversicherungsbeitragsätze – als auch bei den direkten Lohnkosten – Widerstand gegen weitere Realeinkommenskürzung, die auch bei Arbeitsverkürzung ohne Lohnausgleich zu erwarten ist – eng Grenzen.

Fazit: Die Simulationsrechnungen des IAB auf der Grundlage des SYSIFO-Modells suggerieren, daß es verhältnismäßig einfache und sichere Wege zur Halbierung der Arbeitslosenzahl gibt, die in der Realität z.T. nicht existieren oder nicht mit Sicherheit



zielführend sind. Das Beschäftigungsproblem ist nur durch fundamentale Kursänderungen in den Griff zu bekommen. Hierzu gehört sicherlich auch die Lohnkostenanpassung an die im internationalen Lohnkostenwettbewerb entstandenen Zwänge; dabei wird sich wohl das Ausmaß der internationalen Lohnkostendifferenzierung verringern. Dazu gehört aber auch die notwendige – durch die Maastricht-Kriterien eigentlich nur bestätigte – Forderung nach Konsolidierung der öffentlichen Haushalte, deren Verwirklichung das IAB vorerst lediglich in Form eines „Gelübdes“ für eine unbestimmte Zukunft ersetzen will.

### **Schließlich: Verbleibende Wünsche der Konsumenten an die Modellbauer**

Immer wieder muß die Verbesserung der Prognosefähigkeit der konjunkturellen Wendepunktbestimmung eingefordert werden; leider überwiegt hier immer noch die ex post-Feststellung über das ex ante-Signal. Da die leads und lags hier je nach Konjunkturphase und auch im Zyklusvergleich unterschiedlich sind, sollte man sich zwar keinen allzu großen Illusionen hingeben, unversucht sollten weitere Forschungsanstrengungen auf diesem Gebiet aber auch nicht bleiben.

Die Spezifikation der konjunktursensibelsten Größe, der Investitionen, muß verbessert werden. Offenbar ist das Investitionsverhalten in verschiedenen Konjunkturphasen von so unterschiedlichen Bedingungen mit wechselnden Gewichten – ob Gesamtnachfrage, Zinsen, Kreditrationierung, Kapazitätsauslastung, Absatz- und Ertragserwartungen – abhängig, die sich z.T. nicht einmal sauber messen lassen und deren Bedeutung sich im Zeitablauf geändert haben dürfte. Auch gegenwärtig bleiben die Erklärungen der Investitionsschwäche höchst unvollständig. Es ist geradezu ein Charakteristikum von Investitionsgleichungen, daß sie relativ unbefriedigend sind. Exemplarisch ist in diesem Zusammenhang die resignierende Feststellung des SVR im Jahresgutachten 1996/97: „Die Investitionsschwäche ... ist nicht leicht zu erklären“<sup>2</sup>. Daher müssen Modell-Prognosen noch mit einer Vielzahl zusätzlicher Informationen, die modellmäßig nicht erfaßt werden können, korrigiert werden. Die Grenzen ökonomisch fundierter Aussagen dürften dann aber schnell erreicht werden. So oder so, die prognostische Unsicherheit wird dadurch aber nicht geringer.

Generell gilt aus meiner Sicht: Ökonometrische Modelle, die keinen Bezug zur Empirie haben und nur mit simulierten Daten arbeiten, sind zwar didaktisch und für das Aufzeigen von Funktionszusammenhängen eine wertvolle Hilfe; zumindest für die Politikberatung sind sie allerdings wertlos. Die hierfür in Frage kommenden Modell-ergebnisse müssen sich wie alle anderen Prognosen vielmehr an der Wirklichkeit, d.h. an der statistisch ausgewiesenen Realität messen lassen. Dabei stehen Konjunkturprognosen im Mittelpunkt des öffentlichen Interesses, während sich die mittelfristige Entwicklung, jedenfalls im Durchschnitt und bei Verengung des Blicks auf die Wachstumsrate des realen BIP, immer noch an der Potentialentwicklung festmachen läßt.

---

2 Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Reformen voranbringen. Jahresgutachten 1996/97. Stuttgart 1996, S. 162.

Otto Eckstein, der frühere Chef von DRI, der mit makroökonomischen Modellen sein Geld verdient hat, räumte mir gegenüber Anfang der achtziger Jahre sinngemäß einmal ein: „The most important issue with respect to macroeconomic forecasts has to be, that the economists just have to start their work, when the econometricians have finished theirs“.

Und so wird es auch in Zukunft trotz weiterer Fortschritte beim Modellieren sein.

# **Gesamtwirtschaftliche Modelle aus der Sicht der Konsumenten: die internationale Perspektive**

Von Jürgen Kröger

## **1. Einführung**

Die Dienststellen der Europäischen Kommission setzen empirische Modelle für unterschiedliche Analysen ein. Hierbei handelt es sich zunächst um zwei traditionelle Einsatzfelder, und zwar

- die Vorausschätzung konjunktureller Entwicklungen und
- Simulationsrechnungen relevanter Politikszenerarien.

Darüber hinaus gewinnt in der Kommission die Fragestellung immer mehr an Bedeutung, wie die Vorbereitung auf die Währungsunion zu Verhaltensänderungen führt und inwiefern sich diese modellmäßig erfassen lassen. Der Paradigmenwechsel in der Wirtschaftspolitik ist offensichtlich. Während die Geldpolitik zentral für die an der EWU teilnehmenden Länder geführt wird, bleibt die Fiskalpolitik dezentral organisiert. Obwohl sie damit jedoch weiter im Verantwortungsbereich der Mitgliedstaaten liegt, ist ihr Manövrierspielraum durch den Stabilitätspakt eingeengt; ein Defizit von über 3 vH des BIP ist zu vermeiden. Damit müssen andere Anpassungsmechanismen gefunden werden, um ein makroökonomisches Gleichgewicht zu erzielen. Dies bedeutet einen Paradigmenwechsel, der auch in makro-ökonomischen Modellen berücksichtigt werden muß.

Im folgenden soll der Einsatz von empirischen Modellen in den erwähnten Bereichen skizziert werden, ohne aber zu sehr in die Details zu gehen.

## **2. Das Quest-Modell**

### **2.1. Eigenschaften**

Die Europäische Kommission verfügt über ein Mehrländer-Modell (Quest). Dieses Modell wird laufend überarbeitet. Das Haupteinsatzgebiet des Quest-Modells stellt die Simulation wirtschaftspolitischer Maßnahmen dar. Das Modell ist zunächst als

traditionelles neoklassisches Modell konzipiert worden<sup>1</sup>. Die Weiterentwicklung konzentrierte sich auf die folgenden Schwerpunkte:

- Verhaltensgleichungen sollten, soweit dies möglich erschien, dem Prinzip der dynamischen Optimierung genügen. Dies wurde insbesondere dadurch erreicht, daß „forward looking indicators“ in die Schätzungen einbezogen wurden.
- Durch eine Berücksichtigung angebotsspezifischer Variablen und Beschränkungen ist es erreicht worden, die Dominanz eines nachfrageorientierten Modellverhaltens zurückzuschrauben.
- Das Modell ist nunmehr sowohl auf dem Gebiet der Strömungsgrößen als auch der Bestandsgrößen geschlossen.
- Neben der traditionellen Interaktion in Mehrländer-Modellen im Bereich des Außenhandels ist das Modell nunmehr auch auf monetärem Gebiet geLINKed. Die entsprechenden Beschränkungen, daß sich die Summe der Handels- und Finanzströme, also jeweils Exporte minus Importe, zu Null addieren, ist erfüllt.

## 2.2. Prognoseeinsatz

Der Einsatz des Mehrländer-Modells zur Prognose hat sich als relativ unflexibel erwiesen. Die dafür verantwortlich zu machenden Ursachen liegen nicht primär beim Modell, sondern eher an technischen Beschränkungen. Das Quest-Modell baut natürlicherweise auf homogenen Daten auf. Demgegenüber arbeitet die Kommissionsprognose mit nationalen Daten und Abgrenzungen, um die Vergleichbarkeit mit nationalen Prognosen zu gewährleisten. Auch bestehen immer noch erhebliche time-lags zwischen der Bereitstellung von homogenen VGR-Daten seitens Eurostat und dem aktuellen Geschehen. Deshalb können jüngste, bekannte Entwicklungen im Quest-Modell noch weniger einbezogen werden, als dies in nationalen Modellen schon der Fall ist.

Von daher scheidet das Quest-Modell als primäre Basis für die Vorausschätzungen aus. Eine Quest-Prognoserechnung findet aber insofern Eingang in die Vorausschätzungen, als zu Beginn des Prozesses eine derartige Rechnung auf Basis der angenommenen exogenen Variablen durchgeführt wird und somit den Ausgangspunkt der Vorausschätzungen darstellt.

Im weiteren Verlauf der Prognose wird allerdings durch ein sogenanntes „trade-link“-Modell die Konsistenz der Handelsströme (Mengen und Preise) beibehalten. Dabei werden die im Quest-Modell enthaltenen Elastizitäten im zwischenstaatlichen Handelsverkehr berücksichtigt.

Obwohl sich der direkte Einsatz des Quest-Modells für die Prognose als zu rigide erwiesen hat, besteht dennoch Bedarf an modellgestützter zeitnahe Konjunkturbeobachtung. Die Kommission hat, um diesem Ziel nahezukommen, ein ökonometrisches Modell entwickelt, das auf antizipatorischen Daten aufbaut: das Busy-Modell.

---

1 Vgl. EU-Kommission (Ed.), QUEST – A Macroeconomic Model for the Countries of the European Community as Part of the World Economy. (European Economy, no. 47.) Brüssel 1991.

### 2.3. Das Busy-Modell

Die Grundidee dieses Modells ist es, die Informationen, die in Geschäfts- und Konsumentenumfragen enthalten sind, für die Konjunkturprognose einzusetzen. Der Hintergrund war, daß aufgrund des Vorliegens nunmehr relativ langer Zeitreihen verbesserte und damit robustere Schätzungen durchgeführt werden können. Um auch längerfristige Entwicklungen vorauszuschätzen, wurde der Versuch der Endogenisierung der Umfrageergebnisse durch politikbestimmte Variablen gemacht. Stark stilisiert sieht die Struktur dieses Modells wie folgt aus:

Privater Konsum	= f (Konsumentenvertrauen)
Investitionen	
Haushalte	= f (Konsumentenvertrauen)
Unternehmen	= f (Produktionserwartungen)
Lager	= f (Einschätzung über Lagerbestand)
Exporte	
intra	bestimmt über LINK-Modell
extra	= f (Importe Rest der Welt, Wettbewerbsfähigkeit, Kapazitätsauslastung)

Die Schätzungen zeigen sehr vielversprechende Ergebnisse, die auf einen hohen Informationsgrad derartiger Frühindikatoren hinweisen. Dynamische Simulationen haben gezeigt, daß der durchschnittliche Schätzfehler für das BIP bei unter 1 vH liegt, wenn der Prognosezeitraum 2 Jahre beträgt, und bei lediglich 0,2 vH, wenn man einen Simulationszeitraum von 1 Jahr zugrunde legt. Das bedeutet, daß insbesondere für zeitnahe, kurze Prognoseintervalle das Busy-Modell gute Ergebnisse liefern kann.

### 2.4. Herausforderung Währungsunion

Die Schaffung der europäischen Währungsunion wird den Modelleinsatz in zweierlei Hinsicht verändern. Zum einen dürfte der „regime change“ in der Geldpolitik zu Verhaltensänderungen führen, die in der Modellspezifikation berücksichtigt werden müssen. Zum anderen, und das ist vom Anwenderstandpunkt von größerer Bedeutung, ändern sich die Fragestellungen. Insbesondere die Bedingungen, unter denen die WWU friktionsfrei funktionieren kann, sind für den policy-maker von entscheidender Bedeutung.

Aufgrund der zentral geführten Geldpolitik wird die Inflationsrate der Euro-Zone die zentrale Determinante für die Politik der europäischen Zentralbank darstellen. Welche Implikationen hat dies für die Inflationsrate in den einzelnen Ländern? Inwieweit können diese voneinander abweichen? Entscheidend wird das Verhalten der Tarifpartner sein. Die Frage, ob die Inflationsrate der Währungszone insgesamt oder die regionale, d.h. länderspezifische Inflationsrate in die Lohnverhandlungen einfließt, dürfte für die Funktionsweise der WWU von großer Bedeutung sein. Eine produktivitätskonsistente regionale (länderspezifische) Lohnhöhe ist die Voraussetzung für die Vermeidung von regionaler Arbeitslosigkeit.

Durch den Stabilitäts- und Wachstumspakt ist auch der Manövrierspielraum der Fiskalpolitik stark eingeengt. Ziel ist es, einen in wirtschaftlich normalen Zeiten ausgeglichenen Haushalt (oder Überschuß) zu erzielen, damit in rezessiven konjunkturellen Situationen die automatischen Stabilisatoren wirken können, ohne daß die Obergrenze von 3 vH der BIP überschritten wird. Nun ist aber die konjunkturelle Dynamik in den einzelnen Ländern sehr verschieden. Diese Unterschiede können aber nur empirisch quantifiziert werden, um die notwendigen politischen Schlußfolgerungen für eine angemessene Fiskalpolitik zu ziehen.

Dadurch, daß sowohl Geld- als auch Fiskalpolitik national einem engen Korsett unterliegen, kommt der Angebotspolitik als Schockabsorber dann eine viel größere Bedeutung zu als heute. Fragen nach der realen Lohnflexibilität oder sogar Anpassungen der Nominalhöhe bei niedriger Inflationsrate sind entscheidend, um die Wettbewerbsfähigkeit der Regionen (Länder) in der WWU zu erhalten. Die Vermeidung regionaler Arbeitslosigkeit wird in der Tat der entscheidende Test für die WWU sein. Neben der Lohnflexibilität dürfte die WWU über die Zeit auch die Arbeitsmobilität beeinflussen. Rückwirkungen auf Lohnabschlüsse von einem Gebiet zum anderen können nicht ausgeschlossen werden, und auch können absolute Unterschiede in der Lohnhöhe Angleichungseffekte haben, die modellmäßig erfaßt werden müßten.

Ganz allgemein dürfte die WWU zu einem Wettbewerb zwischen den Angebotsbedingungen in den beteiligten Ländern führen. Deshalb ist es notwendig, die Wirkungen von systematischen Änderungen z.B. des Steuersystems oder der Sozialversicherungssysteme zu modellieren. Die Herausforderung, Erwartungseffekte in die Analyse (intertemporale Maximierung von Entscheidungen) einzubeziehen, ist offensichtlich.

Letztlich werden sich auch die Fragestellungen auf monetärem Sektor ändern. Eine vollständige monetäre Integration dürfte nationale Determinanten in den Investitionsentscheidungen in den Hintergrund treten und vergleichende Parameter, z.B. relative Ertragserwartungen, wichtiger werden lassen. Auch bei Anlageentscheidungen werden relative Risikoeinschätzungen an Bedeutung gewinnen, während Wechselkursrisiken definitionsgemäß verschwinden. Monetäre Modelle über die Geldnachfrage in der WWU müssen neu entwickelt werden, zumal die WWU das Zusammenwirken der verschiedenen monetären Sektoren homogener macht. Die Frage nach der Relevanz einer geldmengengestützten Geldpolitik ist evident.

# Makroökonometrische Modelle und Kointegration

Von Jürgen Wolters<sup>1</sup>

## 1. Einleitung

Die großen makroökonometrischen Strukturmodelle haben in den letzten 25 Jahren immer wieder auf Kritik und neue Entwicklungen aus dem Lager der Zeitreihenanalyse reagieren müssen.

Die erste große Diskussion gab es um die Frage, ob Regressionen mit nichtstationären Variablen in Niveaugrößen oder, um die Nichtstationarität zu eliminieren, in Differenzenform durchgeführt werden sollten<sup>2</sup>. Die Zeitreihenanalytiker konnten dabei auf die guten Ergebnisse für kurzfristige Prognosen verweisen, die sie mit univariaten Zeitreihenmodellen, den sogenannten ARIMA-Modellen<sup>3</sup> erhalten haben. Bei dieser Modellklasse wurde durch ein- oder mehrmalige Differenzenbildung eine stationäre Zeitreihe erzeugt, die dann mittels einer Kombination von autoregressiven und moving-average-Ansätzen modelliert wurde. Besonders belebt wurde diese Diskussion durch die Arbeit von Granger und Newbold<sup>4</sup>, die in einer Simulationsstudie gezeigt haben, daß Regressionen mit unabhängigen random walks für die geschätzten Koeffizienten t-Werte und für die gesamte Gleichung Bestimmtheitsmaße erzeugen, die nach den üblichen Kriterien als hoch signifikant gelten, obwohl tatsächlich kein Zusammenhang zwischen den verwendeten Variablen besteht. Dieses Problem der „Scheinregression“ veranlaßte die Zeitreihenanalytiker, nur noch Regressionen mit differenzierten Variablen zu betrachten. Dies führte teilweise dazu, daß nun Zusammenhänge, die als ökonomisch gesichert galten, empirisch nicht mehr nachweisbar waren<sup>5</sup>. Auch wurde

- 
- 1 Ich danke Uwe Hassler, Bernd Lucke und Dieter Nautz, FU Berlin, sowie Helmut Lütkepohl, HU Berlin, für hilfreiche Anregungen und Hinweise recht herzlich. – Die Arbeit entstand im SFB 373, Teilprojekt C3. Für die dort von der DFG zur Verfügung gestellten Arbeitsmöglichkeiten danke ich recht herzlich.
  - 2 Ich beschränke mich im folgenden auf I(1)-Prozesse. Es handelt sich dabei um nichtstationäre Prozesse, die durch Bildung von ersten Differenzen stationär werden.
  - 3 Vgl. G.E.P. Box and G.M. Jenkins, *Time Series Analysis Forecasting and Control*. San Francisco 1970.
  - 4 Vgl. C.W.J. Granger and P. Newbold, *Spurious Regressions in Econometrics*. „*Journal of Econometrics*“, vol. 2 (1974), S. 111ff.
  - 5 Vgl. z.B. D.A. Pierce, *Relationships – and the Lack thereof – between Economic Time Series, with Special Reference to Money and Interest Rates*. „*Journal of the American Statistical Association*“, vol. 72 (1977), S. 11ff.

von den Ökonomen zu Recht eingewandt, daß die ökonomische Theorie im allgemeinen Aussagen über langfristige Zusammenhänge, d.h. Beziehungen in den Niveaus der Variablen macht, diese aber durch die Differenzenbildung herausgefiltert werden.

Eine weitere Kritik an den großen ökonometrischen Modellen stammt von Sims<sup>6</sup>. Sie bezieht sich auf die sehr restriktiven und teilweise willkürlichen, d.h. empirisch nicht überprüften, a priori-Restriktionen in ökonometrischen Modellen. Dies ist zum einen die mehr oder weniger ad hoc erfolgende Einteilung der vorliegenden Variablen in endogene und exogene Größen. Zum anderen kritisiert Sims das häufig vorgenommene a priori-Nullsetzen von Koeffizienten, um damit die Identifizierbarkeit der Strukturgleichungen zu garantieren. Er schlägt deshalb als Alternative eine Modellierung in Form eines vektorautoregressiven (VAR) Modells vor. Dieses ist ein System von Variablen, bei dem nicht zwischen exogenen und endogenen Größen unterschieden wird, und wobei jede Variable durch ihre eigenen verzögerten Werte und die verzögerten Werte aller anderen im System enthaltenen Variablen erklärt wird.

Die geschätzten Parameter sind damit keiner strukturellen Erklärung mehr zugänglich, und es ergibt sich eine enorme Überparametrisierung. Somit lassen sich auf diese Weise nur relativ kleine Systeme modellieren, da sehr schnell keine Freiheitsgrade für die Schätzung mehr zur Verfügung stehen. Aus diesen Gründen konnten diese VAR-Modelle die großen ökonometrischen Modelle nicht verdrängen.

Die Auswertung der VAR-Modelle erfolgt über sogenannte Impulsantwort-Funktionen<sup>7</sup>, d.h. es wird analysiert, wie sich Schocks in einzelnen Gleichungen im gesamten System ausbreiten. Dazu müssen aber die Variablen a priori in eine (willkürliche) Ordnung gebracht werden. Hinzu kommt, daß damit keine gleichzeitigen simultanen Zusammenhänge zwischen den Variablen erfaßt werden können. Um dieser Kritik an den VAR-Modellen zu begegnen<sup>8</sup>, wurden sogenannte strukturelle VAR-Modelle eingeführt<sup>9</sup>. Diese sind natürlich, wie die ökonometrischen Modelle auch, auf identifizierende a priori-Restriktionen angewiesen, die sich jetzt aber nicht auf den systematischen Teil des Systems beziehen, sondern auf die Varianz-Kovarianzmatrix seiner Störterme<sup>10</sup>.

Die vorerst letzte Herausforderung an große makroökonomische Modelle stellt meines Erachtens das Konzept der Kointegration dar. Ist eine Linearkombination von

---

6 Vgl. C.A. Sims, *Macroeconomics and Reality*. „Econometrica“, vol. 48 (1980), S. 1ff.

7 Zur Schätzung und Analyse von VAR-Modellen vgl. z.B. H. Lütkepohl [I], *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin 1991.

8 Vgl. auch T.F. Cooley and F. LeRoy, *Atheoretical Macroeconomics. A Critique*. „Journal of Monetary Economics“, vol. 16 (1985), S. 283ff.

9 Vgl. hierzu B.S. Bernanke, *Alternative Explanations of the Money-Income Correlation*. (Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 25.) Amsterdam 1986, S. 49ff.; O.J. Blanchard and M.W. Watson, *Are Business Cycles All Alike?* In: R.J. Gordon (Ed.) *The American Business Cycle*. Chicago 1986; sowie O. Blanchard and D. Quah, *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Disturbances*. „American Economic Review“, vol. 79 (1989), S. 655ff.

10 Für allgemeinere Ansätze, die auch Kointegrationsbeziehungen zulassen, vgl. z.B. H. Lütkepohl and J. Breitung, *Impulse Response Analysis of Vector Autoregressive Processes*. (Discussion Paper des Sonderforschungsbereichs 373, no. 86.) Berlin 1996.



nichtstationären Prozessen stationär, so nennt man diese Variablen kointegriert. Kointegration wurde von Granger sowie Engle und Granger in die Literatur eingeführt und unter anderem von Johansen weiterentwickelt<sup>11</sup>. Kointegration greift das Problem der Scheinregressionen wieder auf und zeigt, daß unter bestimmten Bedingungen sinnvoll Regressionen mit nichtstationären Variablen durchgeführt werden können. Liegen  $n I(1)$ -Variablen vor, so kann die Anzahl  $r$  der möglichen Kointegrationsbeziehungen zwischen null und maximal  $n-1$  liegen. Häufig können diese Kointegrationsbeziehungen als ökonomische Gleichgewichte bzw. Langfristbeziehungen interpretiert werden. Johansen geht von einem multivariaten Ansatz, einem VAR-Modell, aus. Seine Methode erlaubt es zu testen, wieviele Kointegrationsbeziehungen in diesem System von nichtstationären Variablen bestehen. Generell gilt, daß kointegrierte Variablen in Form von Fehlerkorrekturmodellen dargestellt werden können. In Fehlerkorrekturmodellen hängt die Veränderung der Variablen sowohl von den verzögerten eigenen Veränderungen, denen aller übrigen Variablen als auch von den verzögerten stationären Linearkombinationen, den Kointegrationsbeziehungen, ab. Damit stellen solche Fehlerkorrekturmodelle letztlich Beziehungen in Niveaugrößen dar und liefern eine Antwort auf die Frage, wann es Sinn macht, Regressionen mit nichtstationären Variablen in Niveau- oder in Differenzenform durchzuführen<sup>12</sup>. Sie bieten eine Möglichkeit, mit ausschließlich stationären Größen zu arbeiten, ohne die ökonomisch aussagekräftigen Langfristbeziehungen der Niveaus zu vernachlässigen.

In dieser Arbeit soll nun untersucht werden, ob und wie dieses aktuelle Konzept der multivariaten Zeitreihenanalyse bei der Spezifikation und Schätzung von großen makroökonomischen Modellen Anwendung finden kann<sup>13</sup>. Dazu wird im zweiten Abschnitt gezeigt, wie sich ein Strukturmodell als Fehlerkorrekturmodell darstellen läßt und welche Langfristbeziehungen diese Darstellungen implizieren. Im dritten Abschnitt wird umgekehrt untersucht, inwieweit Fehlerkorrekturmodelle, die Kointegrationsbeziehungen enthalten, benutzt werden können, um Verhaltensgleichungen zu spezifizieren und zu schätzen. Zusammenfassende Schlußfolgerungen liefert der abschließende Abschnitt.

- 
- 11 Vgl. C.W.J. Granger, *Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables*. „Oxford Bulletin of Economics and Statistics“, vol. 48 (1986), S. 213ff., und R.F. Engle and C.W.J. Granger, *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. „Econometrica“, vol. 55 (1987), S. 251ff.; S. Johansen [I], *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. „Journal of Economic Dynamics and Control“, vol. 12 (1988), S. 231ff., S. Johansen [II], *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford 1995.
  - 12 Weitere Arbeiten, die sich mit der Schätzung und Interpretation von Kointegrationsbeziehungen beschäftigen, sind z.B. A. Banerjee u.a., *Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford 1993; H. Lütkepohl [III], *Kointegration und gemeinsame Trends*. In: K.H. Oppenländer (Hrsg.), *Konjunkturindikatoren*. München und Wien 1995, S. 144ff.; und J. Wolters, *Kointegration und Zinsentwicklung im EWS – Eine Einführung in die Kointegrationsmethodologie und deren Anwendung*. „Allgemeines Statistisches Archiv“, Jg. 79 (1995), S. 146ff.
  - 13 Vgl. hierzu auch G. Hsiao, *Cointegration and Dynamic Simultaneous Equations Model*. „Econometrica“, vol. 65 (1997), S. 647ff.

## 2. Darstellung von Strukturmodellen als Fehlerkorrekturmodelle

Im folgenden bezeichnet  $y_t$  einen  $g$ -dimensionalen Spaltenvektor von endogenen und  $x_t$  einen  $k$ -dimensionalen Spaltenvektor von exogenen Variablen. Alle Variablen seien  $I(1)$ , d.h.  $\Delta y_t$  und  $\Delta x_t$  sind stationäre Prozesse. Die Gesamtzahl der Variablen betrage  $g + k = n$ . Die Strukturform eines linearen dynamischen ökonomischen Modells wird in der folgenden Form geschrieben

$$(1) \quad \Gamma_0 y_t + \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + B_0 x_t + B_1 x_{t-1} + B_2 x_{t-2} = u_{yt}.$$

Um die Darstellung nicht zu überlasten, werden ohne Beschränkung der Allgemeinheit nur jeweils maximal zwei verzögerte endogene und exogene Variablen aufgenommen. Die Residuen sollen den klassischen Eigenschaften genügen und reine Zufallsprozesse mit Erwartungswerten von null und einer konstanten Varianz-Kovarianzmatrix  $\Sigma_y$  der Dimension  $g \times g$  sein. Die Matrizen  $\Gamma_i$ ,  $i = 0, 1, 2$ , haben jeweils die Dimension  $g \times g$ , während die Matrizen  $B_i$ ,  $i = 0, 1, 2$ , die Dimension  $g \times k$  aufweisen. Die Matrix  $\Gamma_0$  ist invertierbar und die Gleichungen der Strukturform sind so normalisiert, daß die Hauptdiagonale von  $\Gamma_0$  nur aus Einsen besteht.

Nimmt man in (1) konstante exogene Variablen, d.h.  $x_t = x_{t-1} = x_{t-2} = x$ , an und vernachlässigt die Residuen, dann ergeben sich die  $g$  zugehörigen Langfristbeziehungen aus den Bedingungen  $y_t = y_{t-1} = y_{t-2} = y$  als

$$(2) \quad (\Gamma_0 + \Gamma_1 + \Gamma_2) y + (B_0 + B_1 + B_2) x = 0.$$

Unterstellt man nun, daß dieses statische Modell vollständig ist, d.h. daß  $\Gamma_0 + \Gamma_1 + \Gamma_2$  invertierbar ist, so folgt daraus, daß in jeder der  $g$  Langfristbeziehungen mindestens eine der endogenen Variablen vorkommt. Diese entsprechen den  $g$  strukturellen Kointegrationsbeziehungen zwischen den  $g + k = n$   $I(1)$ -Variablen<sup>14</sup>.

Um die Darstellung des Fehlerkorrekturmodells von (1) zu erhalten, benötigt man zunächst die reduzierte Form von (1). Wegen der Invertierbarkeit von  $\Gamma_0$  folgt

$$(3) \quad y_t + \Gamma_0^{-1} \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_0^{-1} \Gamma_2 y_{t-2} + \Gamma_0^{-1} B_0 x_t + \Gamma_0^{-1} B_1 x_{t-1} + \Gamma_0^{-1} B_2 x_{t-2} = \Gamma_0^{-1} u_{yt}.$$

Um nun die zu der Strukturform (1) gehörige VAR-Darstellung herzuleiten, müssen Annahmen über den erzeugenden Prozeß der exogenen Variablen  $x_t$  gemacht werden. Gleichung (2) stellt alle Gleichgewichtsbeziehungen von (1) dar. Weiterhin wird angenommen, daß der erzeugende Prozeß für  $x_t$  keine zusätzlichen Langfristbeziehungen enthält. Gleichwohl kann aber zugelassen werden, daß  $x_t$  durch vorherbestimmte Variablen, d.h. durch verzögerte Werte der endogenen Größen bestimmt wird. Solche Abhängigkeiten treten z.B. auf, wenn für einzelne Komponenten von  $x_t$  Politikregeln benutzt werden. In diesem Falle führt dies auf einen erzeugenden Prozeß für  $x_t$ , der keine Niveaubehauptungen enthält, also in Differenzenform geschrieben werden muß. Dann ist  $x_t$  schwach exogen<sup>15</sup>. Der Einfachheit halber soll wieder davon ausgegangen

14 Gegebenenfalls muß neu normalisiert werden.

15 Zum Begriff der schwachen Exogenität vgl. z.B. N.R. Ericsson, Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: An Overview. „Journal of Policy Modeling“, vol. 14 (1992), S. 251ff.

werden, daß nur verzögerte Werte mit einer maximalen Ordnung von zwei auftreten und daß die Darstellung schon nach  $\Delta x_t$  aufgelöst ist:

$$(4) \quad \Delta x_t + C_1 \Delta x_{t-1} + D_1 \Delta y_{t-1} = u_{xt}$$

Die Residuen  $u_{xt}$  seien reine Zufallsprozesse mit Erwartungswerten von null und einer konstanten  $k \times k$  Varianz-Kovarianzmatrix  $\Sigma_x$ . Die Matrix  $C_1$  hat die Dimension  $k \times k$  und die Dimension der Matrix  $D_1$  ist  $k \times g$ .

Eliminiert man mit (4)  $x_t$  aus der reduzierten Form (3), so erhält man die VAR-Darstellung

$$(5) \quad \begin{pmatrix} I_g & 0 \\ 0 & I_k \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Gamma_0^{-1}(\Gamma_1 - B_0 D_1) & \Gamma_0^{-1}(B_0(I_k - C_1) + B_1) \\ & D_1 & & C_1 - I_k \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} \Gamma_0^{-1}(\Gamma_2 + B_0 D_1) & \Gamma_0^{-1}(B_0 C_1 + B_2) \\ & -D_1 & & -C_1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-2} \\ x_{t-2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Gamma_0^{-1}(u_{yt} - B_0 u_{xt}) \\ u_{xt} \end{pmatrix}.$$

Unterstellt man wieder, daß alle Anpassungsprozesse abgelaufen sind, und setzt alle Residuen auf ihre Erwartungswerte von null, so ergeben sich die folgenden Langfristbeziehungen des VAR-Modells

$$(6) \quad (I_g + \Gamma_0^{-1}(\Gamma_1 + \Gamma_2)) y + \Gamma_0^{-1}(B_0 + B_1 + B_2) x = 0.$$

Diese stimmen offensichtlich mit den Langfristbeziehungen der reduzierten Form (3) überein und sind damit i. a. auch nicht mehr strukturell interpretierbar. Es handelt sich dabei wieder um  $g$  Kointegrationsbeziehungen zwischen den  $n$   $I(1)$ -Variablen. Diese Langfristbeziehungen sind aber jetzt für  $g > 1$  und  $\Gamma_0 \neq I_g$  Linearkombinationen der strukturellen Gleichgewichtsbeziehungen in (2).

Definiert man den  $n$ -dimensionalen Zeilenvektor  $z'_t = (y'_t, x'_t)$  und bezeichnet man in (5) die  $n \times n$  Matrizen vor den verzögerten Variablen mit  $A_1$  und  $A_2$  sowie den Residualprozeß mit  $v_t$ , so können wir (5) in komprimierter Form schreiben als

$$(5') \quad I_n z_t + A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} = v_t.$$

Nach dem Grangerschen Repräsentationstheorem<sup>16</sup> gilt, daß kointegrierte Variablen sich in Form von Fehlerkorrekturmodellen schreiben lassen und daß umgekehrt Fehlerkorrekturmodelle mit nichtstationären Variablen Kointegration zwischen diesen Variablen implizieren.

Daher wird (5') wie folgt in ein Fehlerkorrekturmodell umgeformt

$$\Delta z_t + (I_n + A_1 + A_2) z_{t-1} - A_2 \Delta z_{t-1} = v_t.$$

---

16 Vgl. z.B. R.F. Engle and C.W.J. Granger.

Setzt man  $F = -(I_n + A_1 + A_2)$  und  $G = A_2$ , so gilt

$$(7) \quad \Delta z_t = Fz_{t-1} + G \Delta z_{t-1} + v_t.$$

Daz, ein Vektor von  $I(1)$ -Variablen ist, sind die abhängigen Variablen  $\Delta z_t$  in (7) stationär, ebenso wie die erklärenden Variablen  $\Delta z_{t-1}$ . Demgegenüber sind aber die erklärenden Variablen  $z_{t-1}$  nichtstationär. Daraus folgt, daß stationäre Linearkombinationen von  $z_{t-1}$  bestehen müssen, damit die abhängigen und erklärenden Variablen denselben Integrationsgrad aufweisen. Nur in diesem Fall ist die Gleichung (7) balanciert. Man kann zeigen, daß dann der Rang von  $F$  kleiner als  $n$  sein muß. Kointegration führt somit auf eine Faktorisierung der  $n \times n$  Matrix  $F$  in zwei  $n \times r$  dimensionale Matrizen  $\alpha$ ,  $\beta'$  mit  $\text{Rang } r, 0 < r < n$ ,

$$F = \alpha\beta'.$$

Hierbei ist  $\beta$  die Kointegrationsmatrix und  $\alpha$  die Ladungsmatrix. Man sieht sofort, daß diese Zerlegung nicht eindeutig ist. Ist nämlich  $C$  eine reguläre  $r \times r$  Matrix, dann gilt

$$\alpha\beta' = \alpha C C^{-1} \beta' = \alpha^* \beta'^*.$$

Wegen (5) ergibt sich für

$$F = - \begin{pmatrix} I_g + \Gamma_0^{-1}(\Gamma_1 + \Gamma_2) & \Gamma_0^{-1}(B_0 + B_1 + B_2) \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$$

und durch Vergleich mit (6) sehen wir, daß  $F$  die Langfristbeziehungen der VAR-Darstellung liefert. Ökonomisch interessant sind allerdings die Gleichgewichtsbeziehungen (2) aus dem strukturellen System. Ohne zusätzliche identifizierende Bedingungen sind diese aus dem reinen VAR-Ansatz bzw. dem Fehlerkorrekturmodell nicht zu erhalten<sup>17</sup>. Damit zeigt sich auch hier, daß die ursprüngliche Idee der VAR-Modelle, ohne solche a priori Restriktionen auszukommen, nicht realisierbar ist.

Gilt, wie hier vorausgesetzt, daß der Kointegrationsrang  $r$  gleich der Zahl der endogenen Variablen  $g$  ist, dann liefert die folgende Zerlegung von  $F$  in

$$\alpha = \begin{pmatrix} -\Gamma_0^{-1} \\ 0 \end{pmatrix} \text{ und } \beta' = (\Gamma_0 + \Gamma_1 + \Gamma_2 \quad B_0 + B_1 + B_2)$$

mit der Kointegrationsmatrix  $\beta'$  die Langfristbeziehungen der Strukturform. Um dieses Identifikationsproblem zu lösen, ist nur die Kenntnis von  $\Gamma_0$  notwendig, d.h. die gleichzeitige Abhängigkeitsstruktur der endogenen Variablen.

17 Vgl. zu dieser Problematik insbesondere M.R. Wickens, *Interpreting Cointegration Vectors and Common Stochastic Trends*, „Journal of Econometrics“, vol. 74 (1996), S. 255ff.

### 3. Analyse von Fehlerkorrekturmodellen

Nun soll der umgekehrte Weg beschritten werden. Es soll untersucht werden, inwieweit und unter welchen Bedingungen es möglich ist, ausgehend von Fehlerkorrekturmodellen, die den datenerzeugenden Prozeß beschreiben, auf die strukturellen Langfristbeziehungen zurückzuschließen.

Unter Berücksichtigung von Kointegration soll das allgemeine Fehlerkorrekturmodell ohne Beschränkung der Allgemeinheit in der Darstellung (7) geschrieben werden, d.h. für den n-dimensionalen I(1)-Prozeß  $z_t$  gilt

$$(7') \quad \Delta z_t = \alpha \beta' z_{t-1} + G \Delta z_{t-1} + v_t.$$

Spalten wir  $z_t$  beliebig in zwei Gruppen von Variablen  $y_t$  und  $x_t$  auf<sup>18</sup>, so erhalten wir

$$(8) \quad \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_y \\ \alpha_x \end{pmatrix} \beta' z_{t-1} + \begin{pmatrix} G_y \\ G_x \end{pmatrix} \Delta z_{t-1} + \begin{pmatrix} v_{yt} \\ v_{xt} \end{pmatrix},$$

wobei die auftretenden Vektoren und Matrizen die entsprechenden Dimensionen für diese Aufspaltung aufweisen und für die Varianz-Kovarianzmatrix der Residuen  $\Sigma$  folgende Zerlegung gilt

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{yy} & \Sigma_{yx} \\ \Sigma_{yx} & \Sigma_{xx} \end{pmatrix}.$$

Aus (8) erhält man ein sogenanntes *konditionales Fehlerkorrekturmodell*, indem man die zeitgleichen Veränderungen von  $x_t$ , d.h.  $\Delta x_t$ , als erklärende Größen für  $\Delta y_t$  mit einbezieht<sup>19</sup>. Die äquivalente Umformung<sup>20</sup> von (8) liefert

$$(9) \quad \Delta y_t = \Pi_0 \Delta x_t + \alpha_{y,x} \beta' z_{t-1} + G_{y,x} \Delta z_{t-1} + v_{y,x,t}$$

$$(10) \quad \Delta x_t = \alpha_x \beta' z_{t-1} + G_x \Delta z_{t-1} + v_{x,t}.$$

Hierbei gilt

$$\underline{\Pi_0 = \Sigma_{yx} \Sigma_{xx}^{-1}, \quad \alpha_{y,x} = \alpha_y - \Pi_0 \alpha_x, \quad G_{y,x} = G_y - \Pi_0 G_x, \quad v_{y,x,t} = v_{yt} - \Pi_0 v_{xt}.}$$

- 18 Letztendlich sollen  $y$  und  $x$  nur die willkürliche Aufspaltung des Vektors  $z$  bezeichnen, ohne daß darunter wie in 2. die endogenen bzw. die exogenen Variablen verstanden werden.
- 19 Man versucht also von der reinen VAR-Darstellung, bei der nur verzögerte Größen als Regressoren auftreten, zur reduzierten Form zu kommen, bei der auch zeitgleiche exogene Variablen als Regressoren auftreten.
- 20 Vgl. S. Johansen [III], Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis. „Journal of Econometrics“, vol. 52 (1992), S. 389ff., und H.P. Boswijk, Efficient Inference on Cointegration Parameters in Structural Error Correction Models. „Journal of Econometrics“, vol. 69 (1995), S. 133ff.

Die Darstellung (9) erfaßt somit im systematischen Teil die in (8) vorhandene zeitgleiche Korrelation zwischen  $\Delta y_t$  und  $\Delta x_t$ . Ist  $\Sigma_{yx} = 0$ , dann sind  $y$  und  $x$  blockrekursiv und (9) und (10) unterscheiden sich nicht von (8).

Ist (8) bzw. (9) und (10) der wahre datenerzeugende Prozeß, so lassen sich die Langfristbeziehungen  $\beta$  aus (8) mittels des Maximum-Likelihoodansatzes<sup>21</sup> von Johansen bzw. aus einer gemeinsamen Schätzung von (9) und (10) effizient schätzen. Inwieweit die Langfristbeziehungen  $\beta$  mit den strukturellen Langfristbeziehungen übereinstimmen, ist dabei aber noch völlig offen.

Hinsichtlich der Bedingungen, unter denen es möglich ist,  $\beta$  effizient nur aus (9) ohne Berücksichtigung von (10) zu schätzen, sei auf Johansen, auf Boswijk sowie Ericsson verwiesen<sup>22</sup>. Im wesentlichen handelt es sich dabei um folgende Eigenschaften:

- Ist  $\alpha_x = 0$ , d.h.  $x_t$  ist schwach exogen, dann liefert die Maximum-Likelihood-Schätzung von (8) dasselbe  $\beta$  wie die Maximum-Likelihood-Schätzung nur von (9).
- Spielen Kointegrationsbeziehungen, die in (10) auftreten, keine Rolle für die Erklärung von  $\Delta y_t$  in (9), so lassen sich die in (9) auftretenden Langfristbeziehungen ohne Berücksichtigung von (10) effizient schätzen.
- Sind (9) und (10) blockrekursiv, d.h.  $\Sigma_{yx} = 0$ , dann läßt sich  $\beta$  effizient aus (9) schätzen.

Nur wenn es *eine* endogene Variable in diesem System gibt<sup>23</sup>, ist das konditionale Fehlerkorrekturmodell (9) eine strukturelle Gleichung. Für  $g > 1$  sind die konditionalen Fehlerkorrekturgleichungen i.a. nicht strukturell interpretierbar, da die möglichen gleichzeitigen Beziehungen zwischen den endogenen Variablen nicht erfaßt sind. Die  $\beta$ -Matrizen enthalten dann auch nicht die strukturellen Langfristbeziehungen.

Multipliziert man nun wie Boswijk Gleichung (9) mit einer regulären und entsprechend normalisierten Matrix  $\Gamma_0$ , so erhält man ein sogenanntes *strukturelles Fehlerkorrekturmodell*<sup>24</sup>

$$(11) \quad \Gamma_0 \Delta y_t = \tilde{\Pi}_0 \Delta x_t + \tilde{\alpha}_{y,x} \beta' z_{t-1} + \tilde{G}_{y,x} \Delta z_{t-1} + \tilde{v}_{y,x,t},$$

$$\text{wobei: } \tilde{\Pi}_0 = \Gamma_0 \Pi_0, \quad \tilde{\alpha}_{y,x} = \Gamma_0 \alpha_{y,x}, \quad \tilde{G}_{y,x} = \Gamma_0 G_{y,x}, \quad \tilde{v}_{y,x,t} = \Gamma_0 v_{y,x,t}.$$

21 Vgl. S. Johansen [II].

22 Vgl. S. Johansen [III]; H.P. Boswijk; N.R. Ericsson, Conditional and Structural Error Correction Models. „Journal of Econometrics“, vol. 69 (1995), S. 159ff. – Im Rahmen eines Systems mit fünf Gleichungen für die belgischen, aggregierten Importe diskutiert J.P. Urbain, Partial versus Full System Modelling of Cointegrated Systems. An Empirical Illustration. „Journal of Econometrics“, vol. 69 (1995), S. 177ff., die Modellierung in einem vollständigen bzw. in einem konditionalen Fehlerkorrekturmodell.

23 Der eher unrealistische Fall, daß  $\Gamma_0 = I_g$  ist, d.h. daß strukturelle Form und reduzierte Form zusammenfallen, soll nicht weiter betrachtet werden.

24 Vgl. H.P. Boswijk.

Nur wenn  $x_t$  schwach exogen ist, d.h.  $\alpha_x = 0$  in (10) gilt, und die Zahl der endogenen Variablen mit der Anzahl der Kointegrationsbeziehungen übereinstimmt sowie  $\Gamma_0$  die entsprechenden identifizierenden Restriktionen enthält, ist (11) die Fehlerkorrekturgleichung der Strukturform des zugrundeliegenden ökonomischen Modells. Die in diesem Falle effiziente Schätzung von  $\beta$  in (11) liefert die strukturellen Gleichgewichtsbeziehungen.

Zusammenfassend läßt sich somit feststellen, daß nur die Schätzung von strukturellen Fehlerkorrekturmodellen die strukturellen Langfristbeziehungen liefern, da diese durch die Auferlegung von identifizierenden Restriktionen eindeutig bestimmt sind. Schätzungen mit anderen Formen von Fehlerkorrekturmodellen liefern Linearkombinationen der strukturellen Langfristbeziehungen.

Generell gilt aber für die Maximum-Likelihood-Schätzung von Fehlerkorrekturmodellen nach Johansen<sup>25</sup> der für die simultane Schätzung von großen ökonomischen Modellen immer zutreffende Einwand, daß für die Schätzung zu wenig Daten zur Verfügung stehen. Sollte dagegen Blockrekursivität vorliegen, dann können durchaus Fehlerkorrekturmodelle für solche Untermodelle geschätzt werden, um hieraus auf den Kointegrationsrang und damit die Anzahl der möglichen Langfristbeziehungen zu schließen. Blockrekursivität ist aber eine in der Empirie kaum nachprüfbare Annahme. Somit bietet sich für die Einbeziehung des Kointegrationskonzeptes bei der Spezifikation und Schätzung großer ökonomischer Modelle sinnvollerweise nur der in der Praxis mit gutem Erfolg bisher schon benutzte Einzelgleichungsansatz an.

Der unbestreitbare Vorteil von Einzelgleichungsschätzungen während der Spezifikationsphase gilt auch bei Berücksichtigung von Kointegrationsüberlegungen. Johansen<sup>26</sup> hat gezeigt, daß, wenn in dem Subsystem (9) weniger endogene Variablen enthalten sind als Kointegrationsbeziehungen im gesamten System, dann eine Kleinst-Quadrate-Schätzung von (9) dieselben Ergebnisse liefert wie die entsprechenden Maximum-Likelihood-Schätzungen von (9). Da diese Voraussetzung bei Einzelgleichungsanalysen erfüllt sein dürfte, können auch bei Vorliegen von Kointegration die einzelnen Gleichungen mit der Methode der Kleinsten Quadrate geschätzt werden<sup>27</sup>.

Beim Einzelgleichungsansatz fallen formal konditionale und strukturelle Fehlerkorrekturmodelle zusammen. Ein Vorteil ist sicher, daß die identifizierenden Bedingungen, die notwendig sind, um die strukturellen Gleichgewichtsbeziehungen zu erhalten, viel leichter auferlegt werden können als für den Fall, daß für  $g > 1$  gleichzeitig die Restriktionen für eine  $g \times g$  Matrix  $\Gamma_0$  betrachtet werden müssen<sup>28</sup>.

Sind im Falle  $g = 1$  alle erklärenden Variablen schwach exogen, dann können die Langfristparameter dieser Gleichung mit der Methode der Kleinsten Quadrate effizient

---

25 Vgl. S. Johansen [II].

26 Vgl. S. Johansen [III].

27 Damit muß, wie beim traditionellen Vorgehen, gegebenenfalls ein „simultaneous equation bias“ in Kauf genommen werden.

28 Werden im Einzelgleichungsfall keine identifizierenden Restriktionen berücksichtigt und enthält das System mehr als eine Kointegrationsbeziehung, so wird auch hier i.a. eine Linearkombination der Kointegrationsbeziehungen geschätzt.

geschätzt werden, und die asymptotische Verteilung der Parameter ist gemischt normal<sup>29</sup>. Damit können die üblichen Teststatistiken benutzt werden. Liegt keine schwache Exogenität der erklärenden Variablen, aber Kointegration und Identifikation vor, dann werden mit der Methode der Kleinsten Quadrate die Langfristparameter immer noch superkonsistent geschätzt, d.h. die Konvergenzrate beträgt  $T^{-1}$ , mit  $T$  dem Stichprobenumfang. Allerdings geht die asymptotische Effizienz und die gemischte Normalverteilung verloren<sup>30</sup>.

Werden für die Spezifikation und Schätzung von Strukturgleichungen in ökonometrischen Modellen mit nichtstationären Variablen strukturelle Fehlerkorrekturgleichungen benutzt, dann werden gleichzeitig die Langfristbeziehungen und die kurzfristige Dynamik in angemessener Weise geschätzt. Durch die Transformation der Variablen in Differenzen wird das Problem der *spurious regression* vermieden. Die gleichzeitige Berücksichtigung von Niveaueffekten erlaubt aber trotzdem, daß die Langfristbeziehungen nicht vernachlässigt werden. Es können gleichzeitig eine sehr allgemeine dynamische Struktur modelliert und Kointegrationsbeziehungen geschätzt werden. Dieser ursprünglich auf Stock zurückgehende Ansatz läßt sich z.B. für die erste endogene Variable  $y_{1t}$  wie folgt schreiben<sup>31</sup>

$$(12) \quad \Delta y_{1t} = \rho' z_{t-1} + \gamma' \Delta y_t + b'_0 \Delta x_t + \sum_{j=1}^p c'_j \Delta z_{t-j} + u_t .$$

Hierbei bezeichnet wie bisher  $z'_t = (y'_t, x'_t)$  die betrachteten I(1)-Variablen, und  $y_t$  bezeichnet die endogenen Variablen ohne  $y_{1t}$ <sup>32</sup>.

In diesem Falle erhält man den Kointegrationsvektor, indem in (12) unter Vernachlässigung der Residuen alle differenzierten Größen auf null gesetzt werden und die sich ergebende Gleichung nach  $y_1$  aufgelöst wird. Daraus ergibt sich ein stationärer Fehlerkorrekturterm, der jetzt als weitere Variable in dem System berücksichtigt werden kann. Es gibt noch eine ganze Reihe von weiteren Einzelgleichungsschätzverfahren für die Kointegrationsvektoren<sup>33</sup>, allerdings zeichnet sich das hier empfohlene Verfahren durch seine einfache Handhabung aus, da man nur standardmäßige Kleinst-Quadrate-Schätzungen benötigt. Gleichzeit wird aber auch die kurzfristige Dynamik modelliert, was für endliche Stichproben trotz der Superkonsistenz für die Langfristparameter ihre mögliche Verzerrung beträchtlich reduziert<sup>34</sup>. Die Brauchbarkeit dieses Vorgehens wurde z.B. von Hansen mit einem kleineren ökonometrischen Modell für die Bundesrepublik Deutschland demonstriert<sup>35</sup>. Mit Gleichung (12) kann auch ein Test

29 Vgl. S. Johansen [III].

30 Vgl. hierzu und für Ergebnisse einer Monte Carlo-Analyse H.P. Boswijk.

31 Gleichung (12) darf auch die üblichen deterministischen Regressoren wie Absolutglied, Saisondummies usw. enthalten. Vgl. J.H. Stock, *Asymptotic Properties of Least-Squares Estimators of Co-integrating Vectors*, „Econometrica“, vol. 55 (1987), S. 1035ff.

32 Für die Schätzung müssen die identifizierenden Restriktionen berücksichtigt werden.

33 Vgl. hierzu z.B. H. Lütkepohl [II] sowie J. Wolters.

34 Vgl. hierzu z.B. A. Banerjee u.a., *Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford 1993.

35 Vgl. G. Hansen, *Unemployment and the Wage Wedge in Germany. Simulations of a Small Cointegrated System*. „Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften“, Jg. 116 (1996), S. 167ff.



auf Vorliegen von Kointegration durchgeführt werden, wenn zusätzliche Bedingungen für die erklärenden Variablen erfüllt sind<sup>36</sup>. Die Nullhypothese lautet, es gibt keine Kointegration, d.h. der Koeffizient von  $y_{1,t-1}$  ist null. Ist der Parameter von  $y_{1,t-1}$  signifikant kleiner als null, dann liegt Kointegration vor. Dies wird mit dem üblichen t-Wert getestet. Da aber unter der Nullhypothese die Variablen nichtstationär sind, kann man nicht die üblichen kritischen Werte der t-Verteilung heranziehen, sondern es müssen die von Banerjee, Dolado und Mestre berechneten Werte benutzt werden<sup>37</sup>.

#### 4. Schlußfolgerungen

Die in der multivariaten Zeitreihenanalyse entwickelten Fehlerkorrekturmodelle liefern eine angemessene Modellierung, wenn nichtstationäre Variablen mit Kointegrationsbeziehungen vorliegen, um dem Problem von Scheinregressionen zu begegnen. In dieser Arbeit wurde versucht, den Zusammenhang zwischen Fehlerkorrekturmodellen und strukturellen ökonometrischen Modellen darzustellen.

Geht man von der Strukturform eines ökonometrischen Modelles aus und ergänzt diese um die erzeugenden Prozesse der (schwach) exogenen Variablen, so läßt sich ein zum gegebenen Strukturmodell gehöriges Fehlerkorrekturmodell ableiten. Allerdings sind die von diesem Fehlerkorrekturmodell implizierten Langfristbeziehungen i.a. Linear-kombinationen der ursprünglichen strukturellen Gleichgewichtsrelationen. Nur durch Auferlegen von identifizierenden Restriktionen können diese strukturellen Gleichgewichtsbeziehungen gefunden werden. Diese Restriktionen beziehen sich auf die im Fehlerkorrekturmodell nicht explizit modellierten zeitgleichen Beziehungen zwischen den endogenen Variablen.

Beim ökonometrischen Modellbau werden in der Praxis wegen der fehlenden Freiheitsgrade keine Simultan-, sondern Einzelgleichungsschätzungen durchgeführt. Um dabei das Problem von Scheinregressionen zu vermeiden, müssen die zu schätzenden Regressionsgleichungen balanciert sein, d.h. die Integrationsgrade der abhängigen und der erklärenden Variablen müssen sich entsprechen. Um dieses zu gewährleisten, bietet sich eine Spezifikation in Form von strukturellen Fehlerkorrekturgleichungen an. Diese berücksichtigen die für die jeweilige ökonomische Beziehung benötigten identifizierenden Restriktionen, sie erlauben eine allgemeine Spezifikation der kurzfristigen Dynamik und erfassen gleichzeitig die ökonomisch interessierenden Langfristbeziehungen. Mit der Methode der Kleinsten Quadrate werden diese Gleichgewichtsbeziehungen superkonsistent geschätzt. Wegen dieser Vorteile und der einfachen Handhabung kann dieser Ansatz auch für die Spezifikation und Schätzung von Strukturgleichungen in großen ökonometrischen Modellen empfohlen werden.

---

36 Vgl. J.J.M. Kremers, N.R. Ericsson and J.J. Dolado, The Power of Co-integration Tests. „Oxford Bulletin of Economics and Statistics“, vol. 54 (1992), S. 325ff., sowie insbesondere A. Banerjee, J.J. Dolado and R. Mestre, On Small Sample Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity. Mimeo, 1994.

37 Vgl. A. Banerjee, J.J. Dolado and R. Mestre.



# Strukturstabilität in Cointegrationsbeziehungen

Von Gerd Hansen

## 1. Einführung

Strukturstabilität oder Parameterstabilität in makroökonomischen Beziehungen ist ein alter Forschungsgegenstand z.B. bei der Diskussion über die Stabilität der Geldnachfrage. In Deutschland hat die Frage der Strukturstabilität im Hinblick auf die deutsche Wiedervereinigung 1990 besondere Bedeutung gewonnen. Die Frage lautet, wie lange sollen in makroökonomischen Modellen Gleichungen für Westdeutschland unter Vernachlässigung Ostdeutschlands geschätzt werden. Da das gesamte westdeutsche ökonomische System mit der Wiedervereinigung auf Ostdeutschland übertragen wurde, erscheint es plausibel anzunehmen, daß die langfristigen ökonomischen Beziehungen, die dieses System charakterisieren, für beide Teile Deutschlands gelten. Dabei muß man allerdings Strukturbrüche zum Zeitpunkt der Wiedervereinigung berücksichtigen. So muß der Wechsel von sozialistischen zu gewinnmaximierenden Unternehmen in Ostdeutschland langfristig zu ähnlichen Reallohn- und Arbeitsproduktivität-Relationen führen wie in Westdeutschland, obwohl es für eine Übergangszeit Unterschiede geben mag. In ähnlicher Weise ist die deutsche Geldnachfragefunktion wohl auch nach 1990 stabil, wenn der Strukturbruch in den Niveaus von Geldmengen und Sozialprodukt berücksichtigt wird. Im Hinblick auf die Nichtstationarität der meisten makroökonomischen Zeitreihen muß die Analyse der Strukturstabilität sich auf die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen, d.h. auf die Cointegrationsbeziehungen beziehen.

Es ist bekannt, daß Strukturbrüche in ökonomischen Zeitreihen ein möglicher Grund für die Nichtstationarität der Zeitreihen sind. Campos u.a. schreiben: „A stationary univariate process with a break is virtually observationally equivalent to a unit root process with no break.“<sup>1</sup> Aber im Gegensatz zu der univariaten Analyse der Stationarität zeigen sie, daß ein Bruch in der Cointegrationsbeziehung keinen Einfluß auf die Größe oder die Power der Cointegrationstests wie des ECM-Tests und des ADF-Tests besitzen.

In diesem Beitrag werden daher zunächst Tests auf Strukturbruch wie auch Möglichkeiten der Modellierung solcher Strukturbrüche analysiert. In Abschnitt 3 wenden wir

---

1 Vgl. J. Campos, N.R. Ericsson and D.F. Hendry, Cointegration Tests in the Presence of Structural Breaks. „Journal of Econometrics“, vol. 70 (1996), S. 205.

0,1-Variable an, um im Rahmen eines Vektorfehlerkorrekturmodells Strukturbrüche in den langfristigen Arbeitsnachfrage- und Lohngleichungen zu berücksichtigen, wenn sich die Daten bis 1990 auf Westdeutschland und danach auf Gesamtdeutschland beziehen. In Abschnitt 4 verfahren wir entsprechend für die deutsche Geldnachfragefunktion.

## 2. Test auf Parameterstabilität in ökonomischen Cointegrationsbeziehungen

### 2.1. Test auf Strukturbruch in Einzelgleichungsmodellen

Konventionelle Tests auf Strukturbruch nehmen unter  $H_0$  an, daß die Parameter des Fehlerkorrekturmodells (1) mit  $k$ -dimensionalem Vektor  $x$  konstant sind

$$(1) \quad H_0 : \Delta y_t = (b_0 - 1)y_{t-1} + a_0 x_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} b_j \Delta y_{t-j} - \sum_{j=1}^{p-1} a_j \Delta x_{t-j} + u_t.$$

Die Alternativhypothese  $H_1$  ist ein Bruch in den Cointegrationsparametern  $a_0, b_0$  gemäß

$$(2) \quad H_1 : \Delta y_t = (b_0 - 1)y_{t-1} + a_0 x_{t-1} + c_0 D_t y_{t-1} + d_0 D_t x_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} b_j \Delta y_{t-j} - \sum_{j=1}^{p-1} a_j \Delta x_{t-j} + u_t,$$

mit  $D_t = \begin{cases} 0 & \text{für } t = 1, \dots, T_1 \\ 1 & \text{für } t = T_1 + 1, \dots, T \end{cases}$  und  $a_0, d_0$  als  $k$ -dimensionale Vektoren.

Der Test auf Signifikanz der Parameter  $c_0$  und  $d_0$  erfolgt anhand von

$$FS = \frac{(\hat{u}'\hat{u} - \hat{u}'_1\hat{u}_1)/(k+1)}{\hat{u}'_1\hat{u}_1/(T-2k-2)}$$

mit:

- $\hat{u}$  : Residuenvektor unter  $H_0$  (kein Bruch in den Cointegrationsparametern);
- $\hat{u}_1$  : Residuenvektor unter  $H_1$  (Dummy-Bruch in den Cointegrationsparametern);
- $k+1$  : Anzahl der Restriktionen unter  $H_0$ .

Dieser Test unterstellt, daß der Bruchpunkt bekannt ist. Alternativ kann man diesen Test rekursiv mit einem veränderlichen Bruchpunkt  $T_1$  anwenden.

Die FS-Statistik ist in klassischen Anwendungen F-verteilt mit  $(k+1, T-2k-2)$  Freiheitsgraden. Für nichtstationäre Niveauvariablen  $y$  und  $x$  ist diese Verteilung nicht richtig. Banerjee und Urga haben kritische Werte für  $k=1$  (t-Test) mit Hilfe von Monte-Carlo-Simulationen für den Fall nichtstationärer Zeitreihen generiert<sup>2</sup>. Mit  $T=100$  Beobachtungen ist der 5 vH kritische Wert der t-Statistik  $t^* = 2,79$  oder der entsprechende Wert der F-Statistik  $FS^* = t^{*2} = 7,784$  (anstelle von  $t^* = 1,96$  oder  $FS^* = 3,92$ ). Die kritischen Werte der F-Statistik sind daher im nichtstationären Fall ungefähr doppelt so groß. Wenn es nicht nur einen Strukturbruch in der Cointegrationsbeziehung gibt, sondern auch in dem datenerzeugenden Prozeß der schwach exogenen Variablen  $x$ , was im Fall der deutschen Wiedervereinigung wahrscheinlich ist, so sind für  $k=2$  die kritischen Werte der FS-Statistik  $FS^* = 11,97$  statt 3,07 im klassischen Fall. Dies bedeutet, daß man bei Anwendung der klassischen kritischen Werte die Null-

2 Vgl. A. Banerjee and G. Urga, Looking for Structural Breaks in Cointegrated Systems. (Wadham College, Discussion Paper.) Oxford 1995.

hypothese, es besteht kein Strukturbruch, zu oft ablehnt. Auf der anderen Seite mag es nahezu ausgeschlossen sein, bei der Verwendung der von Banerjee und Urga empfohlenen kritischen Werte überhaupt einen Strukturbruch zu entdecken. Banerjee und Urga analysieren darüber hinaus den sequentiellen Einschnitt-Chow-Test

$$F\text{-Chow} = \frac{\hat{u}'\hat{u} - \hat{u}'_t\hat{u}_t}{\hat{u}'_t\hat{u}_t/t},$$

wobei  $\hat{u}$  und  $\hat{u}_t$  die Residuen von Regressionen mit  $t = T_1 + 1, \dots, T$  und  $(t-1)$  Beobachtungen sind. Die kritischen Werte dieser F-Chow-Statistik sind mindestens dreimal so groß wie die klassischen kritischen Werte der F-Verteilung, so daß der Chow-Test nahezu keine Power besitzt<sup>3</sup>.

Für Tests auf Strukturbruch in der Cointegrationsbeziehung ist es besonders wichtig, daß die Dynamik des Modells richtig geschätzt wird. Es mag daher sinnvoll sein, Tests auf Strukturbruch anzuwenden, nachdem man die Dynamik des Systems eliminiert hat.

Entsprechende Tests benutzen daher den von Phillips vorgeschlagenen Fully-Modified-Ordinary-Least-Squares (FMOLS)-Schätzer für ein trianguläres Fehlerkorrekturmodell

$$(3) \quad y_t = \beta'x_t + u_{1t}$$

$$(4) \quad \Delta x_t = u_{2t}$$

$$\text{wobei } u_t' = [u_{1t}' u_{2t}'] = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}; \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma).$$

Dabei ist  $\varepsilon_t$  weißes Rauschen und  $u_t$  ein stationärer, ergodischer Prozeß. Weil  $x_t$  gemäß Gleichung (4) schwach exogen ist, kann die Cointegrationsbeziehung (3) mit Hilfe von Phillips' FMOLS-Methode geschätzt werden. FMOLS schätzt die Cointegrationsbeziehung (3), nachdem kontemporäre und nichtkontemporäre Korrelationen zwischen  $u_1$  und  $u_2$  durch entsprechende Transformation gemäß

$$(5) \quad y_t^* = \beta x_t + u_t^*$$

$$\text{wobei } y_t^* = y_t - \hat{\Omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_{2t}, \quad u_t^* = \hat{u}_{1t} - \hat{\Omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_{2t} \text{ und}$$

$$\hat{\Omega} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t' + T^{-1} \sum_{s=1}^l w(l,s) \sum_{t=s+1}^T (\hat{u}_{t-s} \hat{u}_t' + \hat{u}_t \hat{u}_{t-s}').$$

eliminiert wurden. Dabei bezeichnen  $\hat{\Omega}_{ij}$  ( $j = 1, 2$ ) entsprechende Teilmatrizen von  $\hat{\Omega}$ . Der FMOLS-Schätzer ist der Kleinstquadratschätzer der Gleichung (5) mit einer Korrektur für den „Simultaneous Equation Bias“ gemäß

3 Vgl. A. Banerjee and G. Urga.

$$(6) \quad \hat{\beta}_{FM} = \left( \sum_{t=1}^T (y_t^+ x_t - (0 \hat{\Lambda}_{21}^+)) \right) \left( \sum_{t=1}^T x_t x_t' \right)^{-1},$$

$$\text{wobei } \hat{\Lambda}_{21}^+ = \hat{\Lambda}_{21} - \hat{\Lambda}_{22} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Omega}_{21} \quad \text{und} \quad \hat{\Lambda} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t' + T^{-1} \sum_{s=1}^t w(l,s) \sum_{t=s+1}^T \hat{u}_{t-s} \hat{u}_t'.$$

In Gleichung (5) ist  $w(\cdot)$  eine Gewichtungsfunktion und  $l$  ein Abschneideparameter für die Laglänge. Empirische Studien zeigen, daß dieser Schätzer robust bzgl. der Wahl von  $\Omega$  und  $\Lambda$  ist und in den meisten Fällen die gleichen Cointegrationsparameter liefert wie die Engle/Granger-Cointegrations-Regression. Es ist bekannt, daß letztere in kleinen Stichproben verzerrt sind. Im Gegensatz zu dem Engle/Granger-Schätzer liefert allerdings der FMOLS-Schätzer korrekte Standardabweichungen und Teststatistiken unter den gegebenen Annahmen. Dieser Schätzer ist daher eher geeignet, Tests auf Parameterstabilität ohne explizite Berücksichtigung der Dynamik des Modells durchzuführen. Ein solcher Test ist Hansen's Sup-F-Test für Parameterstabilität, der von den Scores  $\hat{s}_i$  ausgeht<sup>4</sup>

$$\hat{s}_i = \left( x_i \hat{u}_i^+ - \begin{pmatrix} 0 \\ \hat{\Lambda}_{21}^+ \end{pmatrix} \right).$$

Der Sup-F-Test beruht auf den bis zur Periode  $t$  kumulierten Scores

$$S_{Tt} = \sum_{i=1}^t \hat{s}_i,$$

die gemäß der F-Statistik in

$$(7) \quad F_{Tt} = \text{vec}(S_{Tt})' (\hat{\Omega}_{11,2} \otimes V_{Tt})^{-1} \text{vec}(S_{Tt})$$

geeignet gewichtet werden. Dabei gilt für  $V_{Tt}$

$$V_{Tt} = M_{Tt} - M_{Tt} M_{Tt}^{-1} M_{Tt}$$

$$\text{wobei } M_{Tt} = \sum_{i=1}^t x_i x_i'.$$

$\hat{\Omega}_{11,2} = \hat{\Omega}_{11} - \hat{\Omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Omega}_{21}$  ist die langfristige Varianz von  $u_{1t}$  für gegebenes  $u_{2t}$  und  $\hat{\Lambda}_{21}^+ = \hat{\Lambda}_{21} - \hat{\Lambda}_{22} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Omega}_{21}$  ist die Verzerrung von  $\hat{\beta}$  aufgrund der Endogenität von  $x_t$ . Als Teststatistik wird das Supremum der F-Statistik in (7) verwendet

$$\text{SupF} = \sup_{T\tau \leq t} F, \text{ wobei } \tau \in (0,1).$$

## 2.2. Test auf strukturelle Stabilität

Während die klassischen Cointegrations-Tests von der Nullhypothese „keine Cointegration“ ausgehen, verwenden Quintos/Phillips' Lagrange Multiplikator Tests (LM-

4 Vgl. B.E. Hansen, Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes. „Journal of Business and Economic Statistics“, vol. 10 (1992), no. 3, S. 321ff.

Test)<sup>5</sup> und Hansen's Locally Most Powerful Test (LMP-Test) die Nullhypothese der Parameterkonstanz und testen dadurch auf Cointegration, daß unter der Alternativhypothese für die Parameter  $\beta_1$  ein random walk gemäß

$$(8) \quad \Delta\beta_1 = \eta_t, \text{ wobei } \eta_t \sim N(0, \Sigma_\eta)$$

angenommen wird. Einsetzen von (8) in (3) ergibt

$$(9) \quad y_t = \beta_0' x_t + w_t$$

$$\text{wobei } w_t = \left( \sum_{j=1}^t \eta_j \right)' x_t + e_{0t} = d_z L \eta + e_{0t}, \quad d_z = \text{diag}(x_1', \dots, x_T')$$

und  $e_{0t}$  ein weißes Rauschen ist.  $L$  ist eine trianguläre Matrix mit  $k$ -dimensionalen Einheitsmatrizen unterhalb der Hauptdiagonalen.

Unter  $H_0$  gilt  $\Sigma_\eta = 0$  und daher  $w_t = e_{0t}$ . Unter der Alternativhypothese gilt  $H_1 : \Sigma_\eta > 0$ , d.h. unter  $H_1$  ist  $w_t$  ein  $I(1)$ -Prozeß, so daß keine Cointegration existiert.  $H_1$  impliziert also sowohl stochastische Änderungen der Cointegrationsparameter als auch fehlende Cointegration. Allerdings kann ein einzelner Strukturbruch wie bei der deutschen Wiedervereinigung kaum mit diesem Ansatz erklärt werden.

Die LM-Teststatistik ist unter Berücksichtigung von (4)

$$(10) \quad LM = T^{-3} \tilde{w}' d_z L (I_T \otimes \hat{\Sigma}_{u_2}^{-1}) L' D_z' \tilde{w} / \tilde{\sigma}_0^2,$$

wobei  $\tilde{w}$  die geschätzten Residuen unter  $H_0$  sowie  $\tilde{\sigma}_0^2 = T^{-1} \tilde{w}' \tilde{w}$  und  $\hat{\Sigma}_{u_2} = T^{-1} \sum_{t=1}^T (\Delta x_t \Delta x_t')$  sind.

Der LMP-Test wurde zunächst von Nyblom<sup>6</sup> vorgeschlagen und von Hansen auf die FMOLS-Schätzer angewendet. Ähnlich wie der LM-Test nimmt auch der LMP-Test zeitvariierende Parameter an. Die Test-Statistik lautet

$$(11) \quad LMP = \text{tr} \left\{ M_{TT}^{-1} \left( \sum_{t=1}^T S_{Tt} \hat{\Omega}_{11,2}^{-1} S_{Tt}' \right) \right\}.$$

Dabei entsprechen alle Symbole denjenigen des SupF Tests.

- 
- 5 Vgl. C.E. Quintos and P.C.B. Phillips, Parameter Constancy in Cointegrating Regressions. „Empirical Economics“, vol. 18 (1993), S. 675ff.
  - 6 Vgl. J. Nyblom, Testing for Constancy of Parameters over Time. „Journal of the American Statistical Association“, vol. 84 (1989), S. 223ff.

### 2.3. Test auf Strukturbruch in Vektor-Fehlerkorrekturmodellen (VEC)

Zahlreiche neuere empirische Studien verwenden Johansens Maximum-Likelihood-Schätzer für ein  $k$ -dimensionales VEC-Modell gemäß

$$(12) \quad \Delta Y_t = -\alpha(\beta' Y_{t-1} + \gamma' D_t) + \sum_{j=1}^{p-1} B_j \Delta Y_{t-j} + U_t.$$

Dabei sind  $\alpha$  und  $\beta$  ( $k \times r$ )-Matrizen mit  $0 < r < k$ , wenn in dem System (12)  $r$  Cointegrationsbeziehungen existieren. Die Variablen  $D$  bezeichnen exogene Dummy-Variablen, mit denen einzelne Strukturbrüche in den Cointegrationsparametern  $\beta$  erfaßt werden.

Tests auf Stabilität dieser Beziehungen basieren auf einer rekursiven Schätzung von Gleichung (12). Wenn (12) bereits Dummy-Variablen enthält, so wird  $D$  als Zufallsvariable mit Mittelwert null und kleiner Standardabweichung vor dem Bruchpunkt angenommen, um eine rekursive Schätzung zu ermöglichen. Es gibt zwei Möglichkeiten einer rekursiven Schätzung von Gleichung (12). In der ersten (der  $Z$ -Repräsentation) werden auch die kurzfristigen Parameter  $B_j$  rekursiv geschätzt, während in der zweiten (der  $R$ -Repräsentation) die kurzfristigen Koeffizienten  $B_j$  mit den Werten der Gesamtstichprobe konstant gehalten werden und nur die Cointegrationsparameter  $\beta$  und die Ladungskoeffizienten  $\alpha$  rekursiv geschätzt werden. Im Hinblick auf die relativ große Anzahl kurzfristiger Koeffizienten in einem VEC zeigt die  $Z$ -Repräsentation in der Regel eine höhere Volatilität in kleinen Stichproben. Es ist daher zweckmäßig, sich bezüglich der Stabilität der Cointegrationsbeziehungen von vornherein auf die  $R$ -Repräsentation zu konzentrieren. Für stabile Modelle sollte zunächst die Anzahl der Cointegrationsbeziehungen in den Teilstichproben unverändert bleiben.

Das CATS-Programm von K. Juselius und H. Hansen liefert Plots der rekursiven Trace-Statistik für den Cointegrationsrang, die auf den 90 vH-Punkt der Verteilung der Trace-Statistik normiert sind. Die standardmäßig tabellierten Quantile der Trace-Statistik basieren allerdings auf einem Modell ohne exogene Variablen und ohne Dummy-Variablen. Um die Stabilität des Cointegrationsrangs zu testen kann man auch den Zeitpfad der von Null verschiedenen Eigenwerte und deren Konfidenzintervalle verwenden. Außerdem kann man den Zeitpfad der geschätzten Cointegrationsparameter und der Ladungskoeffizienten und deren Konfidenzintervall als Test auf Strukturstabilität verwenden, wenn diese Cointegrationsparameter identifiziert sind. Beide Methoden sind allerdings eher deskriptiv, da sich die Konfidenzintervalle per Definition mit Änderungen der Koeffizienten ebenfalls ändern. Man kann fragen, ob die Änderung des Koeffizienten die Konfidenzgrenzen überschreitet, die vor dem Bruch beobachtet wurden.

Das CATS-Programm liefert weiterhin einen Test auf Konstanz des Cointegrationsraums. Dies ist ebenfalls ein Test auf Basis der rekursiven Schätzung, der die Likelihood-Funktion einer restringierten und identifizierten Schätzung aus  $t$  Beobachtungen mit der unrestringierten Likelihood-Funktion aus  $t$  Beobachtungen gemäß

$$(13) \quad LR(T_1) = t \left[ \sum_{i=1}^r \ln(1 - \hat{\lambda}_{r,i}(t)) - \sum_{i=1}^R \ln(1 - \hat{\lambda}_i(t)) \right] \quad \text{für } t = T_1, \dots, T$$



vergleicht. Dabei bezeichnen  $\hat{\lambda}_{r,i}(t)$  und  $\hat{\lambda}_i(t)$  die Eigenwerte des restringierten bzw. des unrestringierten Modells. Diese Statistik ist  $\chi^2$ -verteilt mit  $(n-r)r$  Freiheitsgraden. Die Statistik wird im Rahmen von CATS sowohl für variierende kurzfristige Koeffizienten (Beta-Z) als auch für konstante kurzfristige Koeffizienten (Beta-R) ausgewiesen und so skaliert, daß das 95 vH Quantil der  $\chi^2$ -Verteilung auf eins normiert ist.

### 3. Der Deutsche Arbeitsmarkt vor und nach der Wiedervereinigung

Nach dieser kurzen Darstellung alternativer Tests auf Strukturbruch sollen insbesondere die Tests im Rahmen eines Vektor-Fehlerkorrekturmodells auf den Deutschen Arbeitsmarkt angewendet werden. Die zum 1. Juli 1990 in Kraft getretene Wirtschafts-, Währungs- und Sozialunion der beiden deutschen Staaten hat drei verschiedene Schocks für den westdeutschen Arbeitsmarkt ausgelöst:

- Langfristig einen positiven Schock auf das Arbeitsangebot und damit eine höhere Arbeitslosigkeit aufgrund der Zuwanderung aus Ostdeutschland.
- Kurzfristig einen positiven Arbeitsnachfrageschock aufgrund der strengen Präferenzen der ostdeutschen Bevölkerung für westdeutsche Produkte wie Autos usw. Dieser Schock reduzierte zunächst die westdeutsche Arbeitslosenrate in der kurzen Frist.
- Einen langfristigen Anstieg der Bruttolöhne aufgrund steigender Steuerlasten und Beiträge zu den Sozialversicherungen, die der Finanzierung der Wiedervereinigung dienen.

Da es in Ostdeutschland weder unabhängige Unternehmer noch unabhängige Gewerkschaften gab, fanden Lohnverhandlungen in Ost- und Westdeutschland zwischen den westdeutschen Arbeitgebern und Arbeitnehmern statt. Die Frage lautet daher, ob in diesen Lohnverhandlungen die langfristigen Auswirkungen der Wiedervereinigung richtig berücksichtigt wurden. So könnten die Gewerkschaften bei den kurzfristig positiven Arbeitsnachfrageschocks in Westdeutschland den langfristig negativen Schock auf die westdeutsche Beschäftigung vernachlässigt haben und für ihre westdeutschen Mitglieder höhere Lohnforderungen durchgesetzt haben als mit dem langfristigen Gleichgewicht am Arbeitsmarkt vereinbar. Wenn die Lohnsetzung ausschließlich am Nettorealohn der Arbeitnehmer orientiert ist, wird man außerdem von den gestiegenen Lohnnebenkosten keinen Einfluß auf die Lohnsetzung erwarten, so daß höhere Lohnnebenkosten zu höheren Bruttolöhnen und den daraus folgenden negativen Beschäftigungseffekten führen.

Wenn die Gewerkschaften diese negativen Beschäftigungseffekte vermeiden wollen, so müssen sie die gestiegenen Lohnnebenkosten teilweise durch geringere Erhöhung der Nettorealöhne zu kompensieren versuchen. Wir testen daher, ob es solche Effekte nach der Wiedervereinigung gab und ob insofern die Gewerkschaften die langfristigen Konsequenzen aus dem höheren Arbeitsangebot und den höheren Lohnnebenkosten korrekt antizipiert haben. Die Basis unseres Tests ist ein einfaches Insider-Outsider-Modell für den deutschen Arbeitsmarkt.

### 3.1. Die Insider – Outsider Hypothese

Das Standardmodell der Insider-Lohnsetzung nimmt an, daß der Bruttorealloon zu Beginn einer Periode so gesetzt wird, daß alle gegenwärtig Beschäftigten auch am Ende der Periode beschäftigt sind<sup>7</sup>. Dies bedeutet, daß  $w_t$  sich aus der erwarteten Arbeitsnachfrage bei gegebener Arbeitsnachfragefunktion

$$(14) \quad l_t = \alpha_0 l_{t-1} - \alpha_1 w_t + \alpha_2 z_t^d + \varepsilon_{1t}; \quad 0 < \alpha_0 < 1, \quad \alpha_1 > 0 \text{ für } i = 1, 2$$

gemäß

$$(15) \quad E(l_t | I_{t-1}) = \alpha_0 l_{t-1} - \alpha_1 w_t + \alpha_2 E(z_t^d | I_{t-1}).$$

ergibt. Löst man Gleichung (15) nach dem Reallohn, so ergibt sich

$$(16) \quad w_t = \alpha_1^{-1} [(\alpha_0 - 1)l_{t-1} + \alpha_2 E(z_t^d | I_{t-1})].$$

Die Reallöhne in (16) hängen von der Beschäftigung der Vorperiode und den erwarteten Nachfrageschocks  $z_t^d$  bei gegebenen Informationen in der Vorperiode  $I_{t-1}$  ab. Es gilt in diesem Fall nur eine Gleichgewichtsbeziehung, nämlich die Arbeitsnachfragefunktion, wie sie in der Lohnsetzung antizipiert wird. Setzt man (16) in die Arbeitsnachfragefunktion (14) ein, so ergibt sich die Insider-Beschäftigungsfunktion

$$(17) \quad l_t = l_{t-1} + \alpha_2 [z_t^d - E(z_t^d | I_{t-1})] + \varepsilon_{1t}.$$

Zusätzlich zur Einheitswurzel in der Beschäftigung enthält Gleichung (17) nichtantizipierte Schocks der exogenen Variablen  $z_t^d$  der Arbeitsnachfragefunktion. Gemäß

$$(18) \quad E(l_t | I_{t-1}) = l_{t-1}$$

werden die Insider in  $(t-1)$  auch in  $t$  beschäftigt. Wenn wir annehmen, daß die nicht antizipierten Nachfrageschocks weißes Rauschen sind, so ergibt sich die Beschäftigung gemäß (17) als ein random walk, den man mit Hilfe der üblichen Tests auf Einheitswurzel überprüfen kann. Die Hypothese der Insider-Lohnsetzung würde dann abgelehnt, wenn sich für die Arbeitsnachfrage statt eines random-walks eine Cointegrationsbeziehung ergibt. Offensichtlich ergibt sich dieses Insider-Modell der Gleichungen (16) und (17) aus sehr strengen Annahmen bezüglich der Nutzenfunktion der Gewerkschaften, weil diese ausschließlich auf die gegenwärtig Beschäftigten Rücksicht nehmen. Eine geringfügig verallgemeinerte Nutzenfunktion der Gewerkschaften würde zulassen, daß auch die Abweichungen  $u - u^*$  von der natürlichen Arbeitslosenrate  $u^*$  gemäß

$$(18a) \quad E(l_t | I_{t-1}) = l_{t-1} + \lambda(u_{t-1} - u_{t-1}^*) \text{ wobei } \lambda \geq 0.$$

bei der Lohnsetzung berücksichtigt werden.

7 Vgl. G. Algoskoufis and A. Manning, Wage Setting and Unemployment Persistence in Europe, Japan and the USA. „European Economic Review“, vol. 32 (1988), S. 698ff.

Löst man dieses erweiterte Modell für die Reallöhne und die Beschäftigung, so ergeben sich die Gleichungen

$$(15a) \quad E(l_t | I_{t-1}) = \alpha_0 l_{t-1} - \alpha_1 w_t + \alpha_2 E(z_t^d | I_{t-1}) = l_{t-1} + \lambda(u_{t-1} - u_{t-1}^*)$$

$$(16a) \quad w_t = \alpha_1^{-1} [(\alpha_0 - 1)l_{t-1} + \alpha_2 E(z_t^d | I_{t-1}) - \lambda(u_{t-1} - u_{t-1}^*)]$$

Substitution von (16a) in die Arbeitsnachfragegleichung (14) ergibt dann die Beschäftigungsfunktion

$$(17a) \quad l_t = l_{t-1} + \lambda(u_{t-1} - u_{t-1}^*) + \alpha_2(z_t^d - E(z_t^d | I_{t-1}))$$

Berücksichtigt man, daß die Arbeitslosenrate  $u$  die Differenz der logarithmierten Labour Force  $l_f$  und der log Beschäftigung  $l$  ist, so folgt, daß Gleichung (17a) keine Einheitswurzel enthält. Für eine Insider-Lohnsetzung ist es notwendig, daß die tatsächliche Arbeitslosenrate  $u$  ohne Einfluß auf  $l$  und  $w$  ist.

Ist z.B.  $\lambda = 1$  und der unerwartete Schock in den exogenen Variablen null, so ist die Änderung der Beschäftigung ( $\Delta l$ ) gerade gleich dem Ungleichgewicht auf dem Arbeitsmarkt ( $u_{t-1} - u_{t-1}^*$ ). So lange es Einflüsse der Arbeitslosenrate auf die Reallöhne gibt, muß die Insider-Hypothese verworfen werden. Wenn es zusätzlich starke Einflüsse der erwarteten Schocks in den exogenen Variablen  $z^d$  gibt, so ist auch dies Evidenz gegen eine Insider-Lohnsetzung. Wir testen im folgenden anhand eines VEC, ob die Arbeitslosenrate langfristig Effekte auf die Lohnhöhe und damit auf die Beschäftigung hat.

### 3.2. Daten und empirische Ergebnisse für Westdeutschland

Im Rahmen der empirischen Analyse werden logarithmierte und saisonal bereinigte Daten für Westdeutschland von 1966-1 bis 1990-2 und für das wiedervereinigte Deutschland von 1990-3 bis 1995-4 verwendet. Es handelt sich um Daten der vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung<sup>8</sup> mit Preisbasis 1991. 1966 ist das Jahr der ersten Rezession nach dem Nachkriegsboom in Westdeutschland mit einer spürbaren Arbeitslosenrate von 2,5 vH. Die Jahre vor 1966 sind durch Arbeitslosenraten kleiner 1 vH gekennzeichnet. Die Beschäftigung wird gemessen als Anzahl der abhängig Beschäftigten, die Bruttoreallöhne als Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit dividiert durch die Anzahl der abhängig Beschäftigten und durch den Preisindex des Bruttosozialprodukts. Im allgemeinen wird unterstellt, daß sich die Lohnziele der Gewerkschaften an den Nettoreallöhnen in Konsumgüterpreisen orientieren. Es wird daher auch dieser Nettorealohn in Konsumgüterpreisen bzw. die Differenz zwischen Brutto- und Nettorealohn ( $w_p - w_{np}$ ) als zusätzliche Variable berücksichtigt.

Die Nettolöhne werden als Nettolohn- und -gehaltsumme pro abhängig Beschäftigten berechnet. Darin sind die Beiträge zum Sozialversicherungssystem nicht enthalten. Als

---

8 Datenstand April 1996.

Output-Variable verwenden wir das reale Bruttosozialprodukt. Schaubild 1 zeigt diese Daten mit dem Strukturbruch in 1990-3. Tests auf Einheitswurzel der Variablen sind in Tabelle 7 im Anhang angegeben und zeigen, daß sämtliche Variablen mit Ausnahme der Reallöhne integriert vom Grade 1 sind. Die Bruttoreallöhne erweisen sich als trendstationär.

Die Analyse erfolgt mit Johansens Maximum-Likelihood Verfahren für ein Vektor-Fehlerkorrekturmodell in den Variablen Arbeitsproduktivität ( $y-l$ ), Bruttorealohn ( $wp$ ), Nettorealohn ( $wnp$ ) sowie der Arbeitslosenrate ( $u$ ) und der Anzahl der Beschäftigten ( $l$ ). Wir erwarten in diesem Datensatz zwei Cointegrationsbeziehungen, nämlich eine Arbeitsnachfragefunktion und eine Lohnsetzungsgleichung.

Da Cointegrationsbeziehungen für Teilmengen von Variablen auch in einem größeren Variablensatz stationär sind, untersuchen wir zunächst die Teilmengen der Variablen, um identifizierende Restriktionen für die Arbeitsnachfrage und die Lohngleichung zu finden. In einem VEC mit  $r$  Cointegrationsbeziehungen muß jede dieser Cointegrationsbeziehungen  $r-1$  Restriktionen erfüllen, um die geschätzten Parameter im Sinne der ökonomischen Theorie identifizieren zu können. Diese Analyse bis 1990-2 liefert folgende zwei Cointegrationsbeziehungen für das System der fünf Variablen:

$$(19) \quad l-y = -0,579 wp - 0,002 time$$

(13,8)            (7,0)

$$(20) \quad wnp = 1,208 (y-l) - 1,925 u + 0,957 l$$

(22,0)            (13,9)    (8,8)

Die Koeffizienten der Gleichungen (19) bzw. (20) entsprechen einer neoklassischen Arbeitsnachfragefunktion und der oben abgeleiteten Lohnsetzungsgleichung. Dabei mißt der Zeittrend in Gleichung (19) die Effekte des technischen Fortschritts.

Es zeigt sich, daß in der Arbeitsnachfragegleichung der Parameter des Bruttosozialprodukts auf eins restringiert werden kann. Dies entspricht der Annahme konstanter Skalenerträge bei gegebener CES-Technologie. Die Größenordnung der Cointegrationskoeffizienten  $\beta_1$  entspricht den ökonomischen Vorstellungen. Es ergibt sich insbesondere ein plausibler Reallohneinfluß auf die Beschäftigung sowie ein signifikanter Einfluß der Arbeitslosenrate auf den Nettorealohn. Der Bruttorealohn kann aus der Lohngleichung ausgeschlossen werden. Die Restriktionen ( $DF = \text{Zahl der Restriktionen}$ ) werden mit einem marginalen Signifikanzniveau ( $SL$ ) von 0,09 akzeptiert.

Um die Einflüsse der deutschen Wiedervereinigung auf das Arbeitsmarktmodell für Westdeutschland zu untersuchen, wird das Modell zunächst für die Periode 1966-1 bis 1994-4 geschätzt. Im Gegensatz zu den bisherigen Resultaten erhalten wir nunmehr

- eine Cointegrationsbeziehung sowie
- unter der Annahme von zwei Cointegrationsbeziehungen eine starke Veränderung der geschätzten Koeffizienten im Vergleich zu der Periode vor der Wiedervereinigung. Beides ist Evidenz für eine Veränderung des Modells durch die Wiedervereinigung.

Da die Wiedervereinigung auch für Westdeutschland ein erhöhtes Arbeitsangebot (durch Zuwanderung aus Ostdeutschland) impliziert, testen wir, ob ein Bruch in dem Cointegrationsparameter der Arbeitslosenrate zu beobachten ist. Dafür verwenden wir die Dummy-Variable  $d$

$$d = \begin{cases} 0 & \text{für 1966-1 bis 1990-2} \\ 1 & \text{für 1990-3 bis 1994-4 bzw. 1995-4} \end{cases}$$

Da im Zuge der Wiedervereinigung die Lohnnebenkosten in Westdeutschland relativ stark gestiegen sind, um die ostdeutsche Unterbeschäftigung zu finanzieren, testen wir, ob eine Dummy-Variable, die diese Lohnnebenkosten ( $wp-wnp$ ) nach 1990-3 enthält, einen Einfluß auf die Lohnsetzung hat.

In Tabelle 1 und 2 sind die Ergebnisse für Westdeutschland wiedergegeben. In Tabelle 1 sind zunächst die Teststatistiken für den Cointegrationsrang gegeben. Es ergeben sich zwei Cointegrationsbeziehungen, wenn man die Teststatistiken  $\lambda_m$  und trace mit den 5 vH kritischen Werten  $\lambda^*$  und  $tr^*$  vergleicht. In Tabelle 2 sind unter  $\beta_1$  bzw.  $\beta_2$  die restringierten Cointegrationskoeffizienten wiedergegeben. Unter Berücksichtigung dieser Dummy-Variablen erhalten wir wieder zwei Cointegrationsbeziehungen. Die Ergebnisse für dieses erweiterte Modell zeigen, daß die Restriktionen der Gleichungen (19) und (20) mit marginalem Signifikanzniveau von 0,12 angenommen werden können.

Die Cointegrationsbeziehungen  $\beta_2$  bzw.  $\beta_3$  schließen jeweils eine dieser Dummy-Variablen aus der Lohngleichung aus. Es zeigt sich dabei, daß die Berücksichtigung eines Bruchs in der Arbeitslosenrate die Daten ausreichend erklärt. Die Koeffizienten aller Variablen bleiben nahezu unverändert, und der Koeffizient der Arbeitslosenrate erhöht sich um ca. 50 vH. Dies bedeutet, daß nach der Wiedervereinigung den Arbeitslosen in der Lohnsetzung mehr Gewicht zugeordnet wird, so daß es nach der Wiedervereinigung eine weniger Insiderorientierte Lohnpolitik gegeben hat. Die Effekte der Arbeitsangebotsseite wurden also in den Lohnverhandlungen richtig erfaßt.

Tabelle 1

<b>Arbeitsmarktmodell für Westdeutschland 1966-1 bis 1994-4</b>					
<b>Test auf Cointegrationsrang</b>					
r	0	1	2	3	4
$\lambda$	0,3767	0,2574	0,1577	0,1257	0,0619
$\lambda_m$	52,00	32,74	18,88	14,77	7,03
$\lambda^*$	24,35	20,41	16,73	13,08	12,39
trace	125,42	73,43	40,68	21,80	7,03
$tr^*$	86,96	62,61	42,20	25,47	12,39

$\lambda^*$  bzw.  $tr^*$  sind 5 vH kritische Werte.  $\lambda$ : Eigenwerte der Johansenschätzung.

Tabelle 2

Arbeitsmarktmodell für Westdeutschland 1966-1 bis 1994-4										
Restringierte Cointegrationsvektoren $\beta$ und Ladungskoeffizienten $\alpha$										
	y-l	wp	wnp	u	l	d1 = d · (wp-wnp)	d · u	time	const.	$\chi^2$ (DF) SL
$\beta_1$	1,0	-0,610 (10,34)	0	0	0	0	0	-0,003 (7,5)	0,395 (2,628)	8,64 (5) 0,12
	-1,176 (18,70)	0	1,0	1,938 (12,42)	0,938 (12,42)	0,967 (8,48)	-3,262 (1,60)	28,826 (1,66)	0	1,278 (2,057)
$\beta_2$	1,0	-0,594 (10,61)	0	0	0	0	0	-0,003 (1,5)	0	11,0 (8) 0,20
	-1,196 (20,27)	0	1,0	1,953 (13,29)	0,974 (8,77)	0	1,110 (7,76)	0	0	
$\beta_3$	1	-0,593 (10,59)	0	0	0	0	0	-0,003 (7,5)	0	11,2 (8) 0,19
	-1,196 (20,27)	0	1,0	1,953 (13,20)	0,975 (8,78)	0,130 (7,65)	0	0	0	
$\alpha_2$	-0,018 (0,41)	0,92 (2,44)	-0,058 (1,46)	0,011 (1,70)	-0,066 (0,55)	0	0	0	0	
	-0,146 (2,03)	-0,082 (1,37)	-0,369 (5,82)	0,024 (2,36)	-0,046 (2,67)	0	0	0	0	
ARCH (6)	11,51	1,75	8,56	12,22	5,37					
norm. (10)	3,72	0,09	0,53	8,24	4,32					
SL(LM(1)) = 0,91, SL(norm) = 0,03.										

### 3.3. Gibt es ein stabiles Arbeitsmarktmodell für das wiedervereinigte Deutschland?

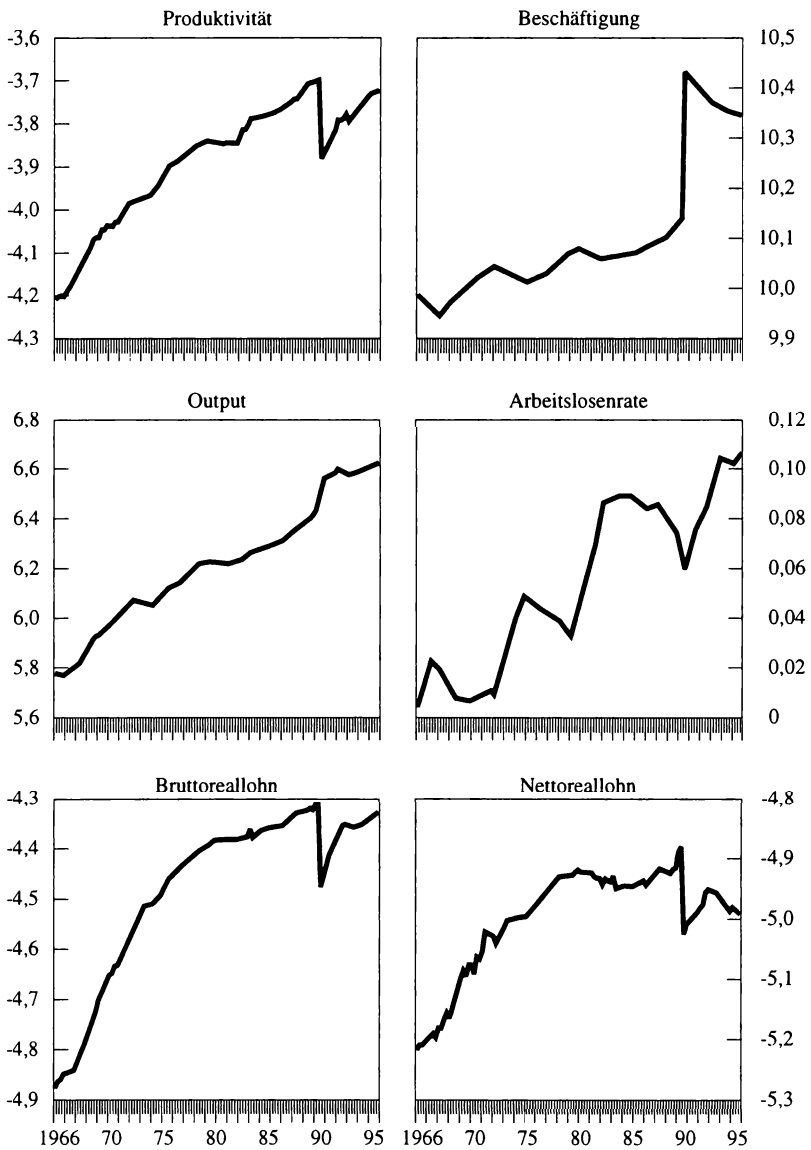
Wir untersuchen schließlich, ob dieses Arbeitsmarktmodell unter Berücksichtigung einiger weniger Dummy-Variablen auch in der Lage ist, einen Datensatz zu erklären, der bis 1990-2 die Daten Westdeutschlands umfaßt und ab 1990-3 bis 1995-4 die gesamtdeutschen Daten enthält. Dieser Datensatz ist durch erhebliche Strukturbrüche im Sozialprodukt, in der Beschäftigung, der Arbeitslosenrate sowie der Arbeitsproduktivität und auch in den Löhnen gekennzeichnet (vgl. Schaubild 1). Nach der Wiedervereinigung ist die Beschäftigung in Ostdeutschland relativ schnell gesunken und die Arbeitsproduktivität in Anlehnung an die höheren Reallöhne gestiegen. Wir haben daher untersucht, ob ein Strukturbruch in den Parametern der Arbeitsproduktivität, des Output, der Beschäftigung oder der Arbeitslosenrate in der Lage ist, diesen Strukturbruch zu erklären. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 und 4 wiedergegeben.

Die plausibelsten Ergebnisse haben wir für einen Strukturbruch in der Output-Variablen (Dummy-Variablen d2) erhalten. Diese Variable beeinflußt die Arbeitsnachfragegleichung und bedeutet, daß nach der Wiedervereinigung die Annahme konstanter Skalenerträge nicht erfüllt ist. Eine solche Hypothese erscheint ökonomisch plausibel, weil durch die Wiedervereinigung das Verhältnis von Kapital zur Arbeit erheblich gestört wurde

Schaubild 1

### Daten für Westdeutschland und Gesamtdeutschland

1966 bis 1995<sup>1</sup>



Nach Angaben des DIW. – <sup>1</sup>1966/1 bis 1990/2 Westdeutschland, ab 1990/3 Gesamtdeutschland.

Tabelle 3

<b>Arbeitsmarktmodell für das wiedervereinigte Deutschland 1966-1 bis 1995-4</b>					
<b>Test auf Cointegrationsrang</b>					
r	0	1	2	3	4
$\lambda$	0,3145	0,2271	0,1763	0,0927	0,0689
$\lambda_m$	43,05	29,37	22,12	11,10	8,14
$\lambda^*$	24,35	20,41	16,73	13,08	12,39
trace	113,77	70,72	41,35	19,24	8,14
tr*	86,96	62,61	42,20	25,47	12,39

$\lambda^*$  bzw. tr\* sind 5 vH kritische Werte.  $\lambda$ : Eigenwerte der Johansenschätzung.

Tabelle 4

<b>Arbeitsmarktmodell für das wiedervereinigte Deutschland 1966-1 bis 1995-4</b>									
<b>Restringierte Cointegrationsvektoren <math>\beta</math> und Ladungskoeffizienten <math>\alpha</math></b>									
	y-1	wp	wnp	u	l	d2 = d · y	d3	time	$\chi^2$ (DF) SL
$\beta_2$	1	-0,498 (33,2)	0	0	0	0,005 (5,0)	-0,563 (2,8)	-0,002 (5,0)	2,71 (4) 0,61
	-1,260 (15,2)	0	1	1,647 (5,07)	0,190 (3,7)	0	16,16 (1,8)	0	
$\alpha_2$	0,217 (1,5)	0,262 (2,1)	-0,149 (1,0)	-0,084 (4,7)	0,69 (0,24)				
	0,051 (2,0)	0,090 (4,0)	0,045 (1,6)	-0,009 (2,7)	0,030 (5,5)				
ARCH (6)	10,53	8,8	18,4	4,3	6,6				
norm. (10)	0,51	2,9	0,41	4,1	0,71				

SL(LM(1)) = 0,27 SL(LM(4)) = 0,17; SL(norm) = 0,09.

- aufgrund des niedrigeren Kapital-Arbeitsverhältnisses in Ostdeutschland und
- aufgrund der Tatsache, daß ein Großteil des ostdeutschen Kapitalstocks unter den Bedingungen einer Marktwirtschaft obsolet war.

Die Ergebnisse konnten noch dadurch verbessert werden, daß eine zweite Dummy-Variablen ( $d_3$ ) berücksichtigt wurde, die nur in der Periode 1989-4, als durch Öffnung der Grenzen zu Ostdeutschland über eine halbe Million ostdeutscher Bürger nach Westdeutschland zuwanderten, den Wert eins annimmt.

Unter Berücksichtigung dieser Dummy-Variablen bleiben die Cointegrationsparameter fast aller Variablen unverändert. Lediglich der Koeffizient der Beschäftigung in der Lohngleichung hat einen geringeren Einfluß. Dies bedeutet, daß für Gesamtdeutsch-



land die Insider-Lohnsetzung weniger relevant ist als für Westdeutschland. Die Restriktionen des Modells werden mit marginalem Signifikanzniveau von 0,61 angenommen.

Schaubild 2 im Anhang zeigt, daß der Test auf Parameterstabilität für die Beta-R-Version (d.h. bei Konstanz der kurzfristigen Parameter) nicht aber für die Beta-Z-Version im gesamten Zeitraum erfüllt ist. Schaubild 4 im Anhang gibt die Plots der rekursiven Schätzung der Cointegrationsparameter wieder. Auch diese zeigen zum Zeitpunkt der Wiedervereinigung in 1990-2 keinen Bruch. Allerdings gibt es Evidenz für einen gewissen Bruch in den Koeffizienten der Arbeitsproduktivität und der Beschäftigung in 1988-3 und 1988-4, d.h. vor der Wiedervereinigung.

Zusammenfassend stellen wir fest, daß mit wenigen Dummy-Variablen das bisherige Arbeitsmarktmodell auch in der Lage ist, über den Strukturbruch der Wiedervereinigung hinaus gesamtdeutsche Daten nach 1990-2 zu erklären.

#### 4. Die Stabilität der Deutschen Geldnachfrage für M3

Eine für die Geldpolitik der Bundesbank wichtige Frage lautet, ob wir nach der deutschen Währungsunion weiterhin von einer stabilen Geldnachfrage für M3 ausgehen können. Da die Ausweitung der Geldmenge M3 am 1. Juli 1990 wesentlich größer war als der Zuwachs im Sozialprodukt durch die Wiedervereinigung, ist zu vermuten, daß es zumindestens einen Bruch in dem Einkommensparameter der Geldnachfrage zum Zeitpunkt der Wiedervereinigung gegeben hat. Wir verwenden saisonbereinigte Daten für Westdeutschland von 1973-2 bis 1990-4 und für Gesamtdeutschland von 1991-1 bis 1995-4.

Der Strukturbruch wird mit einer integrierten Dummy-Variablen  $dum_1 = y$  für 1991-1 bis 1995-4 und sonst null modelliert. Eine zweite stationäre Dummy-Variablen  $dum = 1$  für 1991-1 bis 1995-4 und sonst null wird benutzt, um Brüche im Anpassungskoeffizienten zu erfassen. Tabelle 5 zeigt, daß es eine signifikante Cointegrationsbeziehung in diesem Datensatz gibt. Diese Cointegrationsbeziehung lautet

$$(21) \quad m_3 = 1,240 y - 8,227 r - 0,046 dum_1$$

(59,0)    (5,31)    (3,29)

und kann als plausible Geldnachfragefunktion für die Bundesrepublik verstanden werden.  $m_3$  bezeichnet die logarithmierte reale Geldmenge M3,  $y$  das logarithmierte reale Bruttosozialprodukt und  $r$  den Zinssatz für Staatsanleihen mit 5 Jahren Restlaufzeit. Alle Variablen sind saisonbereinigt. Die Ladungskoeffizienten  $\alpha$  zeigen, daß diese Cointegrationsbeziehung auf  $m_3$  und das reale Sozialprodukt  $y$  wirkt, d.h. der Zinssatz ist nicht von dieser Cointegrationsbeziehung abhängig, also schwach exogen (vgl. Tabelle 6).

Die Teststatistiken zeigen außerdem, daß weder Autokorrelation oder Heteroskedastizität der Störgrößen noch eine Verletzung der Normalverteilungsannahme vorliegt.

Tabelle 5

<b>Geldnachfragegleichung M3 für das wiedervereinigte Deutschland</b>					
<b>Test auf Cointegrationsrang</b>					
r	$\lambda$	$\lambda_{\max}$	$\lambda^*_{\max}$	trace	trace*
0	0,3189	35,33	14,09	50,49	31,88
1	0,0935	9,03	10,29	15,16	17,79
2	0,0644	6,13	7,50	6,13	7,50

$\lambda^*$  bzw.  $\text{tr}^*$  sind 10 vH kritische Werte.

Tabelle 6

<b>Geldnachfragegleichung M3 für das wiedervereinigte Deutschland</b>			
<b>Ladungskoeffizienten <math>\alpha</math></b>			
	$\Delta m_3$	$\Delta y$	$\Delta r$
$\alpha$	-0,037 (-5,19)	-0,020 (-3,80)	-0,002 (-0,54)
ARCH (2)	13,52	0,45	1,06
Norm. (2)	6,64	2,28	0,42

SL(LM(1)) = 0,94; SL(LM(4)) = 0,11; SL(norm. (6)) = 0,17.

Schaubild 3 im Anhang zeigt, daß der Test auf Konstanz des Cointegrationsrangs bei Konstanz der kurzfristigen Parameter (R-Version) keine Evidenz für einen Bruch in 1990-4 liefert. Schaubild 5 gibt den Test auf Konstanz des Cointegrationsraums gemäß Gleichung (13) für die gesamtdeutsche Geldnachfragegleichung. Ebenso wie Schaubild 7 und 8 im Anhang zeigt sie, daß unter Berücksichtigung dieser zweiten Dummy-Variablen keine Evidenz für Strukturbrüche zum Zeitpunkt der Wiedervereinigung Ende 1990 vorliegt. Weder die Cointegrationskoeffizienten noch die Ladungskoeffizienten weisen solche Brüche auf. Die Cointegrationskoeffizienten entsprechen im übrigen denjenigen der Periode bis 1990-4. Wir erhalten ein ähnliches Resultat, wenn wir die Geldnachfrage als Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodell schätzen und dabei nur die differenzierten Variablen in die Gleichung aufnehmen, die mit 5 vH signifikant sind. Auch diese Gleichung zeigt in ihren Teststatistiken, daß weder Autokorrelation noch Heteroskedastizität vorliegt. Eine rekursive Schätzung dieses Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodells ist in Schaubild 6 im Anhang gegeben und zeigt, daß selbst bei Anwendung der klassischen kritischen Werte der F-Statistik Stabilität gewährleistet ist.

## 5. Schlußfolgerung

In diesem Beitrag wurden verschiedene Tests auf Strukturbruch in Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodellen oder in Vektor-Fehlerkorrekturmodellen diskutiert. Es wurde darauf hingewiesen, daß klassische Teststatistiken auf Strukturbruch bei der Analyse

von Cointegrationsbeziehungen zwischen nichtstationären Zeitreihen nicht F-verteilt sind. Weitere Analysen über die Verteilungen der Teststatistiken auf Strukturbruch erscheinen daher notwendig.

Im empirischen Teil wurde einerseits ein Modell für den westdeutschen Arbeitsmarkt und andererseits ein Modell für die Geldnachfrage M3 in der Bundesrepublik mit Hilfe von Johansens ML-Verfahren analysiert. Wir haben getestet, ob es nach der deutschen Wiedervereinigung 1990 Hinweise auf eine Insider-Lohnsetzung in der Bundesrepublik gibt. Wir haben überprüft, ob das Arbeitsmarktmodell, das aus einer Arbeitsnachfrage und einer Lohngleichung besteht, unter Berücksichtigung von Dummy-Variablen auch auf Daten angewendet werden kann, die bis 1990 westdeutsche und ab 1991 gesamtdeutsche Daten enthalten. Unsere Ergebnisse zeigen, daß es keine Hinweise auf eine Insider-Lohnsetzung nach der Wiedervereinigung gibt, sondern daß der Einfluß der Arbeitslosenrate auf die Nettoreallöhne nach 1990 deutlich gestiegen ist, wie es dem Wiedervereinigungsschock entspricht. Unter Berücksichtigung einer Dummy-Variablen für den Output in der Arbeitsnachfragegleichung läßt sich das Arbeitsmarktmodell auch auf westdeutsche Daten bis 1990 und gesamtdeutsche Daten nach 1990 anwenden. Die Dummy-Variable erfaßt das geringere Kapital-Arbeits-Verhältnis in Ostdeutschland und bedeutet, daß über den Strukturbruch der Wiedervereinigung hinweg nicht von konstanten Skalenerträgen in der Produktionstechnologie ausgegangen werden kann.

Die Schätzung der Geldnachfragefunktion von M3 mit gesamtdeutschen Daten ab 1991-1 zeigt, daß mit zwei Dummy-Variablen, die einen Bruch im Ladungs- und im Einkommensparameter der Cointegrationsbeziehung zulassen, ein stabiles Modell der Geldnachfrage vorliegt.

## Anhang

Tabelle 7

<b>Augmented Dickey-Fuller Teststatistiken (ADF)</b>					
Schätzzeitraum 1966-1 bis 1990-2					
Variable	max lag	ADF	Variable	max lag	ADF
l	5	1,41	$\Delta l$	5	-4,01
wp	5	-4,49 <sup>a</sup>	$\Delta wp$	4	-6,49
y	4	3,43	$\Delta y$	3	-4,80
wnp	4	-4,70 <sup>a</sup>	$\Delta wnp$	4	-8,56
u	5	-0,30	$\Delta u$	5	-2,88
y-l	4	-2,40	$\Delta(y-l)$	3	-8,29

<sup>a</sup>Mit Trend.

Schaubild 2

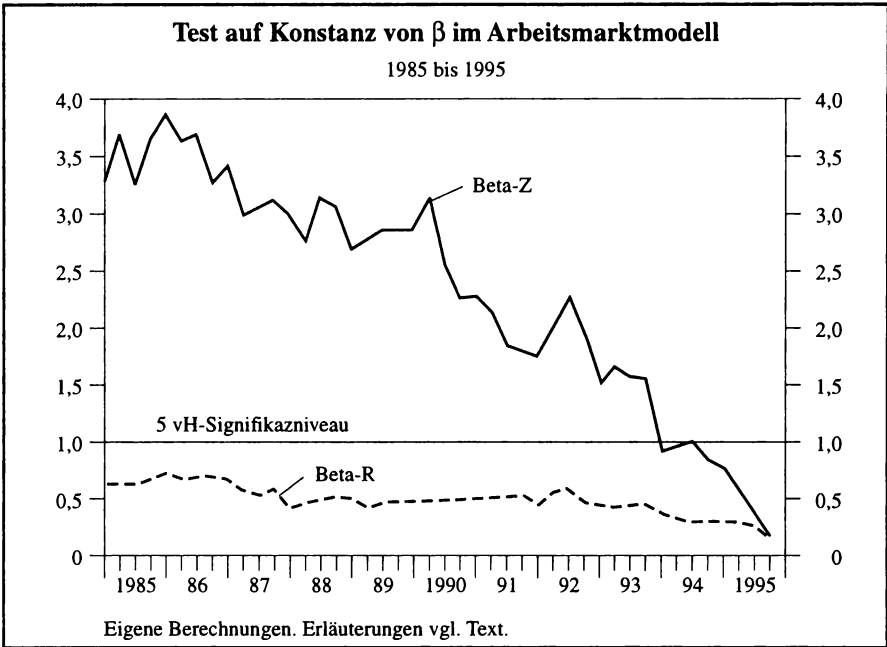


Schaubild 3

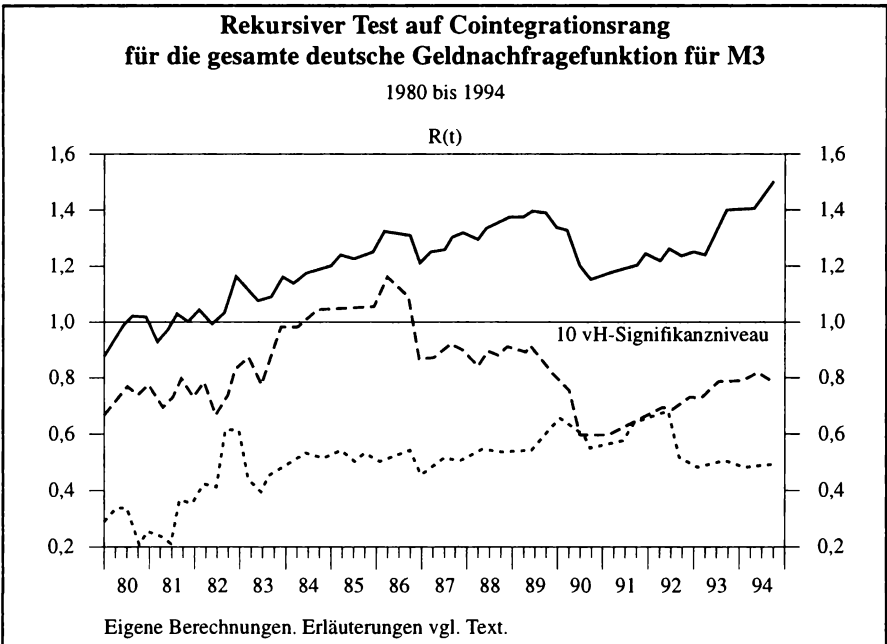
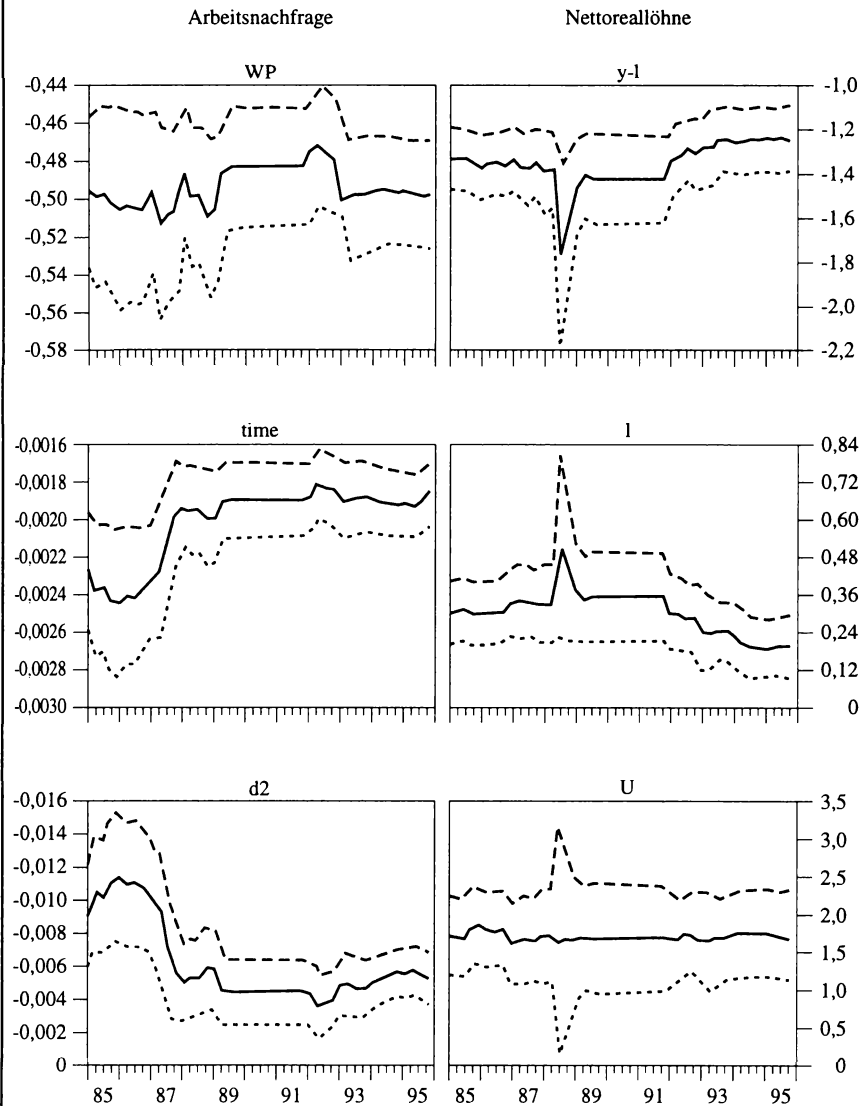


Schaubild 4

### Rekursive Schätzung der Cointegrationsparameter des Arbeitsmarktmodells für Gesamtdeutschland<sup>1</sup>

1985 bis 1995



Eigene Berechnungen. – <sup>1</sup>Zu den Symbolen der Variablen vgl. Gleichung (19) und (20) bzw. Tabelle 2.

Schaubild 5

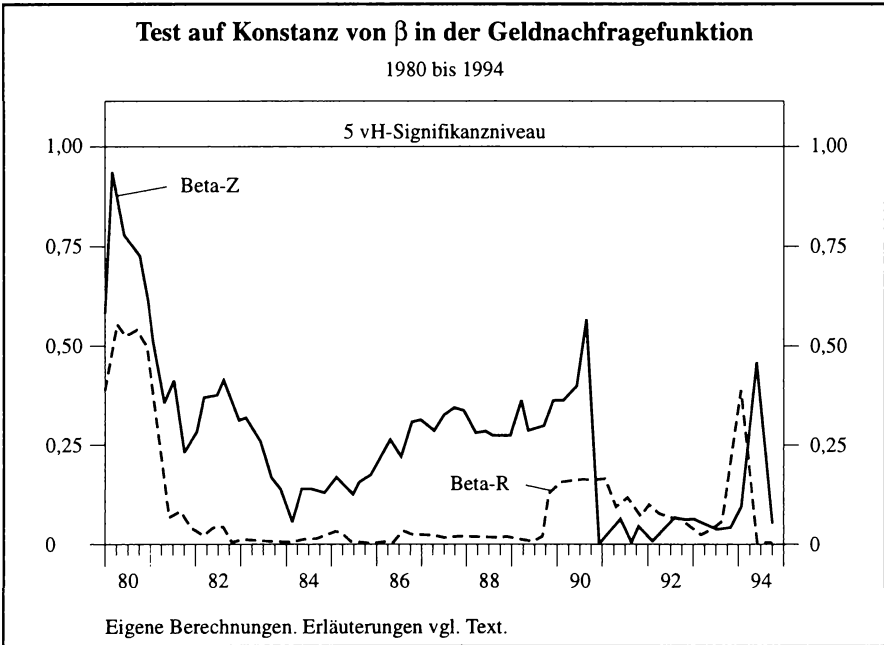


Schaubild 6

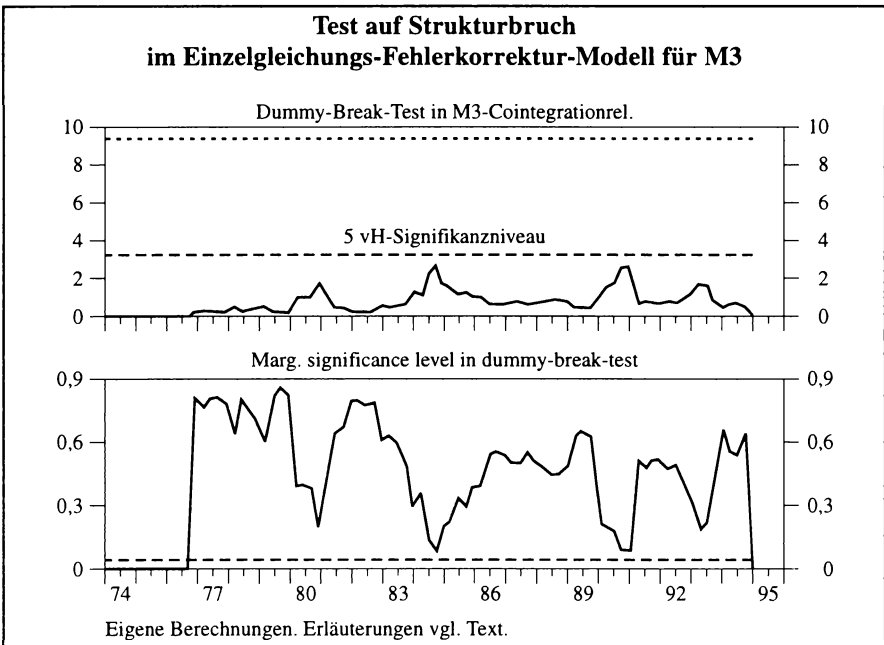
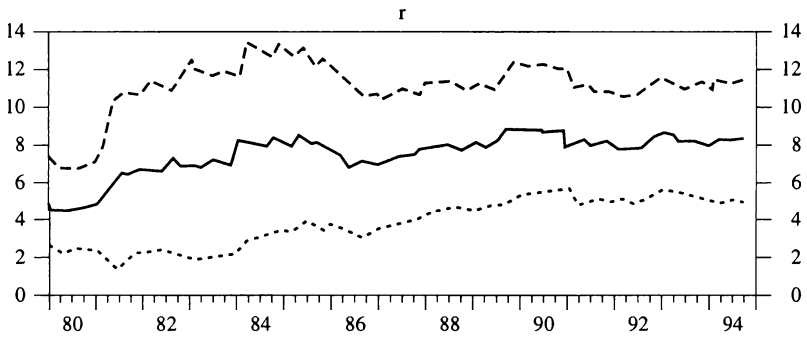
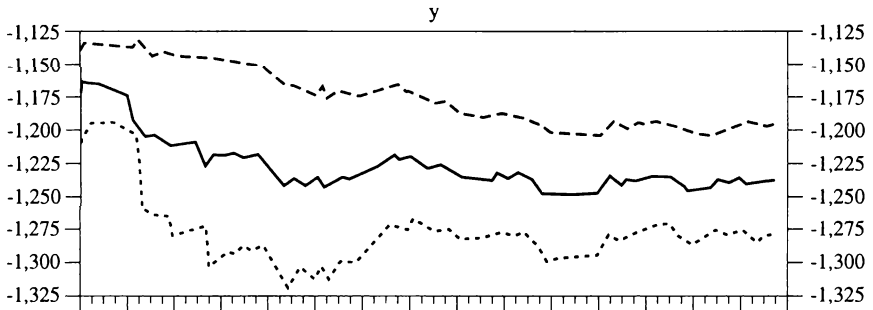


Schaubild 7

### Rekursive Schätzung der Cointegrationsparameter der Geldnachfragefunktion für M3

1980 bis 1994

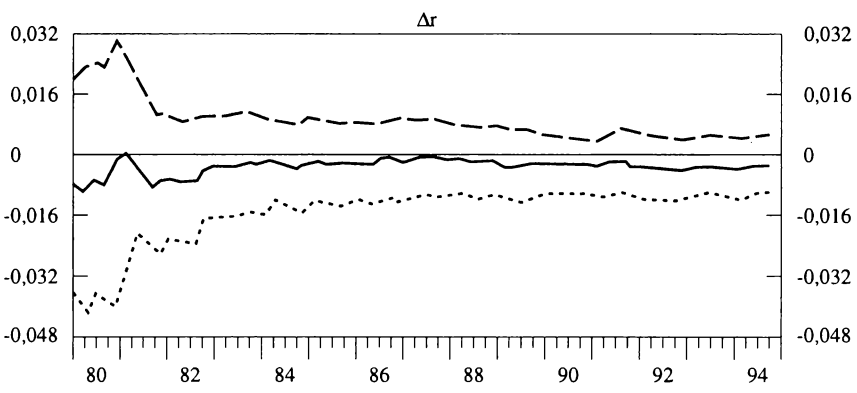
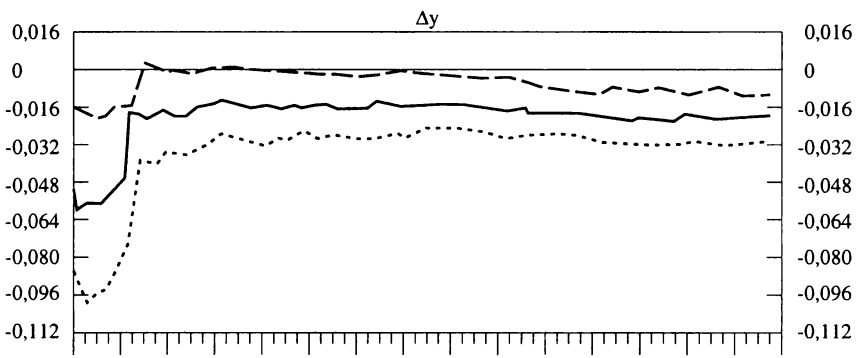
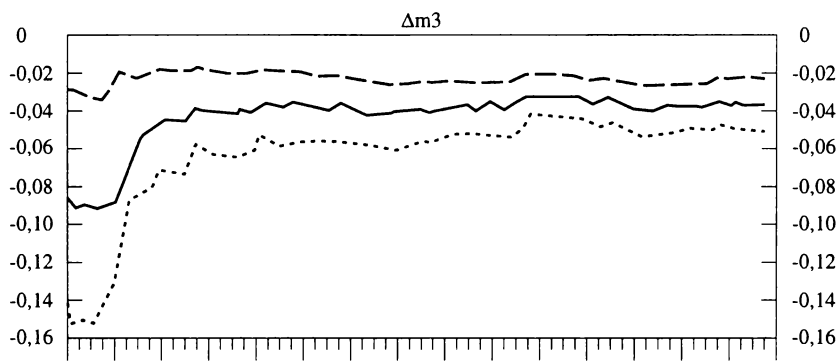


Eigene Berechnungen. – <sup>1</sup>Zu den Symbolen der Variablen vgl. Gleichung (21).

Schaubild 8

### Rekursive Schätzung der Ladungskoeffizienten der Geldnachfrage

1980 bis 1994



Eigene Berechnungen. Erläuterungen vgl. Text.



# Datenqualität

Von Horst Rinne

## 1. Aspekte der Datenqualität

Für die angewandte Ökonometrie sind die Daten ebenso wichtig wie die Methoden und die Software. Während die Entwicklung der ökonometrischen Verfahren und der sie implementierenden Programme weit fortgeschritten ist, herrscht an Untersuchungen über die Datenseite ökonometrischer Modelle eher ein Mangel. Im Laufe dieses Beitrags sind die bisher erschienenen einschlägigen Arbeiten zitiert, deren erste vor gut 40 Jahren geschrieben wurde<sup>1</sup> und die stärker gehäuft um 1970 entstanden.

In der bundesdeutschen Statistik ist das meines Wissens auf Gerhard Fürst, den ersten Präsidenten des Statistischen Bundesamtes, zurückgehende Bild vom Datenproduzenten und Datenkonsumenten weit verbreitet. Bleibt man bei diesem Bild, so ist es nur konsequent, nach der Qualität der Erzeugnisse dieses Statistik-Produktionsprozesses zu fragen. Dann kommen aber schnell Gedanken auf, die aus der technischen Qualitätssicherung bekannt sind. Man definiert dort „Qualität“ als Gesamtheit von Eigenschaften eines Produkts oder einer Dienstleistung, die sich auf dessen/deren Eignung zur Erfüllung gegebener Erfordernisse des Konsumenten beziehen. Man unterscheidet dann dort sehr sorgfältig zwischen

- einer Qualität des Entwurfs und
- einer Qualität der Übereinstimmung (Qualität der Ausführung).

Diese beiden Qualitätsarten sind auch bei der statistischen Datenproduktion auszumachen.

Bekanntlich ist bei der Aufstellung und Ermittlung einer statistischen Zahl (Maßzahl) zwischen drei Formen dieser Zahl zu differenzieren.

- Erstens: Die Idealform einer Maßzahl (das theoretische Konstrukt) entsteht unmittelbar aus einer empirischen Fragestellung. (Dem entspricht der Wunsch oder das Bedürfnis des Kunden nach einem bestimmten Produktprofil.)

---

1 Vgl. A.J. Gartaganis and A.S. Goldberger, A Note on the Statistical Discrepancy in the National Accounts. „Econometrica“, vol. 23 (1955), S. 166ff.

- Zweitens: Die Arbeitsform einer Maßzahl (das empirische Korrelat) ist gegenüber der Idealform an den jeweiligen natürlichen, sachlichen, historisch-traditionellen und juristisch-institutionellen Gegebenheiten des Umfelds orientiert. (Dem entspricht die Konstruktionszeichnung und -beschreibung eines Produkts durch den Hersteller.)
- Drittens: Die statistische Form einer Maßzahl (der tatsächliche Wert) ist das Resultat einer Messung, Zählung, Beobachtung, Schätzung o.ä. (Dem entspricht die Ausführung eines ganz konkreten Produktexemplars.)

Erstrebenswert ist eine Deckungsgleichheit aller drei Formen.

Die Entwurfsqualität betrifft die Übereinstimmung von Konsumentenwunsch und Produktdesign, hier also von Ideal- und Arbeitsform einer statistischen Maßzahl. Die verbleibende Lücke heißt logischer Fehler (logische Diskrepanz). Mit ihm hat sich im Rahmen der Adäquations- und Akkomodationsdiskussion die Frankfurter Statistikschule (Zizek, Flaskämper, Blind, Hartwig, Menges, Grohmann, Neubauer) befaßt<sup>2</sup>. Dieses Problem ist für die statistische Datenproduktion u.a. deswegen von Relevanz, weil im Moment der Erstellung des Entwurfs einer statistischen Maßzahl in einem statistischen Amt, etwa bei der Konzipierung eines Systems der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung, noch gar nicht bekannt ist, welcher Verwender mit welcher spezifischen Fragestellung von ihr später einmal Gebrauch machen wird. Statistische Maßzahlen werden für einen unbestimmten Konsumentenkreis mit freibleibendem Verwendungszweck erstellt. Eine dem Datenkonsumenten vielleicht hilfreiche Vorgehensweise der Datenproduktion könnte darin bestehen,

- sich einer Modultechnik (Baukastenprinzip) zu bedienen, so daß sich ein Anwender aus den gelieferten Modulen seine Maßzahl konfektionieren kann, und
- genügend Metadaten zur Verfügung zu stellen, d.h. Informationen darüber zu liefern, wie eine Zahl entstanden ist, wie sie abgegrenzt ist usw.

Ausführungsqualität zielt auf die Deckungsgleichheit von Produktentwurf und Produkterstellung ab, hier in der statistischen Datenproduktion auf die von Arbeitsform und statistischer Form. Die verbleibende Lücke heißt statistischer Fehler (statistische Diskrepanz). Analog der Unterscheidung zwischen Fertigungs- oder Prozeßkontrolle (on-line control) und Abnahmeprüfung (post-line control) in der industriellen Überwachung der Ausführungsqualität unterscheidet man hier zwischen einer Verfahrens- und einer Ergebniskontrolle. Erstere überwacht die Entstehung des statistischen Zahlenwertes von der Erhebung über die Aufbereitung bis hin zur Auswertung mit dem operativen Ziel, Fehlerquellen zu entdecken und abzustellen sowie eintretende Fehler vor Ort zu korrigieren. Ergebniskontrollen setzen beim fertigen Meßwert an und haben das deskriptive Ziel, einen Fehlerbereich abzugrenzen. Beide Kontrollarten können

---

2 Im Zusammenhang mit der für ökonomische Arbeiten wichtigen Datenquelle „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung“ sei bzgl. des logischen Fehlers verwiesen auf H. Rinne [1], Das Sozialprodukt – Unzulänglichkeiten des Konzepts und Ungenauigkeiten der Schätzung. Dissertation, Berlin 1967; C. Leipert, Unzulänglichkeiten des Sozialprodukts in seiner Eigenschaft als Wohlstandsmaß. Tübingen 1975; und H.C. Pfohl und B. Rürup (Hrsg.), Wirtschaftliche Meßprobleme. Köln 1977.

endogen oder exogen sein, je nachdem ob man nur Informationen der laufenden und zu überwachenden Datenproduktion heranzieht oder auf weitere Materialien zurückgreift. Die folgenden Ausführungen betreffen hauptsächlich die endogene Ergebnis-kontrolle.

Grundsätzlich steht jegliche Datenproduktion in einem durch drei Pole gekennzeichneten Spannungsfeld:

- Genauigkeit,
- Vollständigkeit/Detaillierung,
- Aktualität.

Am deutlichsten wird der Konflikt zwischen diesen Zielen bei den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR), aus denen die meisten Daten für ökonomische Modelle stammen. Aus Gründen der Aktualität und der schnellen Datenverfügbarkeit werden z.T. beachtliche Abstriche hinsichtlich Genauigkeit, Vollständigkeit und Detaillierungsgrad der ersten Schätzung in Kauf genommen, die dann über viele Jahre hinweg nachgebessert (revidiert) wird. Die Gründe dafür liegen in der statistischen Eigenschaft der VGR: Ihre Komponenten sind im wesentlichen Konstrukte, die keine Entsprechung in der beobachtbaren Realität haben. Sie sind derivative Statistiken, die auf alle möglichen primär- und sekundärstatistischen Erhebungen des Datenproduzenten aufsetzen und nach dem Geleitzug-Prinzip erst dann fundiert berechnet oder schätzbar sind, wenn für die Berichtsperiode alle statistischen Erhebungen ausgewertet vorliegen. Es ist daher naheliegend, sich intensiver mit der Qualität der VGR-Daten zu befassen. Auf die geringste Spannung zwischen den obigen drei Zielen trifft man bei der Datenproduktion über den Geld-, Kapital- und Währungsmarkt. Hier geht es einerseits nicht um Konstrukte (was realiter geschieht und unmittelbar beobachtbar ist, bildet den wissenschaftlichen Erfahrungsgegenstand, wenn man einmal von Erwartungsgrößen absieht) und andererseits nicht um langwierige Erhebungen, sondern nur noch um die Bereit- und Zusammenstellung von laufend aufgezeichneten Prozeßdaten.

## **2. Qualität von VGR-Daten**

Zu Aussagen über Qualität und Zuverlässigkeit von VGR-Daten kann man auf verschiedenen Wegen kommen. Zwei Möglichkeiten hat jeder Nutzer von VGR-Daten, sofern er sich nur die Zeit nimmt, statistisches Quellenstudium zu betreiben; gemeint sind die Analyse der statistischen Salden (für die deutsche VGR werden sie allerdings nicht ausgewiesen) und der Revisionen. Auf diese beiden Eigenheiten der VGR wird ausführlich eingegangen, nachdem einige Bemerkungen über eine dritte Möglichkeit der Qualitätsbeurteilung gemacht worden sind, deren Ergebnisse allerdings nicht explizit in die empirische ökonomische Arbeit eingehen können.

### **2.1. Qualitätsurteile durch Experten**

Fachleute, die über Quellen (Datenbasen) und die Methoden der VGR-Erstellung bestens informiert sind, können Qualitätsurteile abgeben und haben dies in der

Vergangenheit auch getan. Bei der Qualitätsabschätzung von VGR-Komponenten sind vier Einflußgrößen von Relevanz:

- Komplexität des erhobenen Sachverhalts  
Werden die Berichtseinheiten (Unternehmen usw.) über einen Sachverhalt befragt, der durch direkte Transaktionen von simpler Definition gegeben ist oder der von den Befragten erst umständliche Berechnungen erfordert und/oder außerdem nur vage definiert ist?
- Qualität des Berichtswesens beim Befragten  
Hat man es mit Befragten zu tun, die über ihre ökonomischen Transaktionen gewissenhaft, lückenlos und unverfälscht Aufzeichnungen führen oder führen müssen?
- Qualität des Erhebungssystems des Datenproduzenten  
Hier geht es um die Beschaffenheit der Basisstatistiken, aus denen die VGR abgeleitet wird. Stichworte in diesem Kontext sind: Total- versus verschiedene Formen der Teilerhebung; Periodizität; Schnelligkeit von Erhebung, Aufbereitung und Darstellung; Organisation der statistischen Arbeitsschritte inkl. Einbau operativer Verfahrenskontrollen.
- Schätzvorgang der VGR-Komponenten  
Im wesentlichen geht es um die Feststellung, wie weit die Basisstatistiken in ihrer regionalen, temporalen und insbesondere sachlichen Abgrenzung von der Idealform der jeweils zu schätzenden Komponente entfernt sind. Dabei spielen die Länge des Schätzvorgangs, die Anzahl und Größe der Umrechnungsschritte solange keine Rolle, wie jeder Schritt hinreichend gut datenmäßig abgesichert ist. Eine lange Rechenkette ist i.a. jedoch ein Indiz für statistische Schwäche, während umgekehrt ein kurzer Schätzweg oder ein simples Verfahren nicht für statistische Stärke sprechen müssen.

Qualitätsurteile aus der älteren und jüngeren Vergangenheit liegen in zwei Formen vor:

- als Fehlermargen (Bandbreiten),
- als Gütegrade (Rating-Skala).

Fehlermargen publizierten Rao für Indien<sup>3</sup>, Kuznets für die Vereinigten Staaten<sup>4</sup> sowie die Statistischen Ämter von Großbritannien, Holland, Norwegen und Schweden. Dieser Ansatz ist folgender Kritik ausgesetzt:

- Die Fehlermargen sind subjektive Schätzungen und mithin von Dritten nicht nachvollziehbar.
- Die Fehlermargen beziehen sich auf die Niveaugrößen. Für jede algebraische Verknüpfung von ihnen, etwa zu Wachstumsraten oder zu anderen Quoten, ist eine erneute Fehlerschätzung vorzunehmen, denn für subjektiv geschätzte Feh-

---

3 Vgl. V.K.R.V. Rao, *The National Income of British India 1931–32*. London 1940.

4 Vgl. S. Kuznets, *National Income and its Composition 1919–1938*, vol. I and II. New York 1941.

ler kann man nicht die Gültigkeit der Gesetze der Fehlerfortpflanzung beanspruchen.

- Die Fehlerschätzwerte sind aufgrund der vorliegenden Verfahrensbeschreibungen im Prinzip nichts anderes als kaschierte Rangzahlen, allerdings mit vielen Bindungen. Die Fehlerschätzwerte gehorchen daher einer ordinalen und nicht etwa einer kardinalen Metrik.
- Die Fehlerschätzwerte sind nur deskriptiv verwendbar, nicht jedoch analytisch oder gar im inferentiellen Sinne, denn die Fehlermargen sind weder Schwankungs- noch Konfidenzintervalle. Es fehlt ihnen eine Aussagewahrscheinlichkeit bzw. ein Konfidenzniveau.

Aus diesen Gründen ist es angebracht, die Qualität direkt durch Ordinalzahlen oder Gütegrade auszudrücken. Ein erster Versuch in dieser Richtung stammt von Clark<sup>5</sup>, ein neuerer von Young<sup>6</sup> für die VGR der Vereinigten Staaten. Solche Qualitätscodes gibt es auch in anderen Bereichen der Statistik, etwa im Demographic Yearbook der UN. Für sozioökonomische Erhebungen wurde 1967 auf einer ISI-Tagung ausführlich über Standard-Schlüssel diskutiert und ein zehnstelliger Code vorgeschlagen, dessen einzelne Ziffern eine Erhebung nach bestimmten qualitätsrelevanten Kriterien (Erhebungsumfang und -verfahren, Art und Intensität der Prozeßkontrolle, Auswahlatz, Non-Response-Rate usw.) charakterisieren soll. Aufgegriffen wurden diese Ideen im US-Department of Commerce<sup>7</sup>, sind aber niemals auf breiter Front eingesetzt worden.

## 2.2. Statistische Salden

Viele Größen lassen sich von zwei oder mehr Seiten identisch definieren. Aufgrund der Kreislaufbeziehungen trifft dies für nahezu alle Aggregate der VGR zu. So läßt sich etwa das Sozialprodukt auf drei Wegen definieren, über die Entstehungs-, Verteilungs- und Verwendungsrechnung. Gelingt es dann, solch eine Größe nach den betreffenden Definitionen unabhängig voneinander, d.h. unter Verwendung verschiedener Basisstatistiken zu schätzen, so werden sich i.d.R. verschiedene Schätzwerte einstellen, deren Differenz statistischer Saldo heißt.

Ein statistischer Saldo ist nicht mehr als ein Konsistenzmaß (Konsistenz verstanden im allgemeinen und nicht im inferentiellen Sinne). Aber auch diese Interpretation muß man – zumindest für das Sozialprodukt – in jüngerer Zeit relativieren. Einige Ökonomen ziehen die permanente Überhöhung der Verwendungsseite des Sozialprodukts gegenüber der Verteilungsseite, wie sie etwa in den Vereinigten Staaten zu beobachten ist, zur Abschätzung (in Form einer unteren Schranke) des Umfangs der Schattenwirtschaft heran.

---

5 Vgl. C. Clark, Internationaler Vergleich des Volkseinkommens., „Weltwirtschaftliches Archiv“, Jg. 47 (1938), S. 51ff.

6 Vgl. A.H. Young, Reliability of the Quarterly National Income and Product Accounts of the United States, 1947–1971; „Review of Income and Wealth“, vol. 20 (1974), S. 1ff.

7 Vgl. J. Waksberg, Standards for Discussion and Presentation of Errors in Data. (U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, Technical Papers, no. 32.) Washington, D.C., 1973.

Ein statistischer Saldo von Null ist eine notwendige, aber keine hinreichende Bedingung für Fehlerfreiheit: Die Fehler auf beiden Seiten können sich zufällig kompensieren. Der Saldo ist – aus welchen Gründen auch immer – vom Datenproduzenten nicht ausgewiesen, sondern auf die Komponenten beider Seiten umgelegt, oder eine Komponente auf einer Seite ist als Saldo ermittelt worden und enthält damit die (saldierten) Fehler aller anderen Komponenten auf dem betreffenden Konto.

Die Konsequenz der letzteren Vorgehensweise zeigte sich 1991 anlässlich der Generalrevision der bundesdeutschen VGR der Jahre 1971 bis 1990, die zu wesentlichen Korrekturen der Verteilungsrechnung führte. Das Volkseinkommen 1990 wurde kräftig (um 26 Mrd. DM) nach unten revidiert, was bei einer Gesamtsumme von damals 1 870 Mrd. DM relativ wenig ist (1,4 vH). Der Teufel steckt aber – so auch hier – bekanntlich im Detail. Die Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit wurden für 1990 um 48 Mrd. DM heraufgesetzt, die Bruttoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen mußten hingegen um 74 Mrd. DM reduziert werden. Der Grund für den hohen Korrekturbedarf liegt in der Meßmethode: Was innerhalb des Volkseinkommens nicht als Arbeitseinkommen identifizierbar ist, kommt in den Topf der Unternehmereinkommen. Aktuelle Konsequenz der Restemessung ist bei nach oben korrigierten Beschäftigungszahlen und Arbeitseinkommen ein niedrigeres Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen. Auch die als Verteilungsmaßstab umstrittene Lohnquote fiel den Revisoren zum Opfer; statt bei 66,7 vH nach alter Rechnung liegt sie nun bei 70,2 vH für 1990<sup>8</sup>.

Welche Konsequenzen für die ökonomische Arbeit hat es, wenn ein statistischer Saldo nicht ausgewiesen wird, sondern auf die Aggregate beider Kontenseiten aufgeteilt wird oder voll in einem per Saldierung ermittelten Aggregat enthalten ist? – Als Beispiel sei das Einkommensverwendungskonto der privaten Haushalte in der US-VGR betrachtet, wo die private Ersparnis als Saldo von verfügbarem Einkommen und privatem Konsum bestimmt wird. Zwischen den (unbekannten) wahren Größen gilt die Bilanzgleichung

$$(1) \quad Y^* := S^* + C^*.$$

Zwischen den gemessenen Größen gilt bei Saldenermittlung die Identität

$$(2a) \quad Y := S + C,$$

die man bei Verwendung eines additiven Meßfehlermodells als

$$(2b) \quad Y^* + \varepsilon_Y = (S^* + \varepsilon_S + \Delta) + (C^* + \varepsilon_C)$$

---

8 In der Schweiz führte 1970 der aufgetretene statistische Saldo zur zeitweiligen Aussetzung der VGR-Aufstellung. Für 1970 betrug das BSP<sub>M</sub> laut Verwendungsrechnung 87,45 Mrd. sfrs bei 8,2 vH Wachstum und laut Verteilungsrechnung 89,82 Mrd. sfrs bei 11 vH Wachstum.

schreiben kann. In (2b) seien die  $\varepsilon$  zentrierte (Erwartungswert ist Null) zufällige Meßfehler<sup>9</sup>. Der statistische Saldo  $\Delta$  lautet

$$(3) \quad \Delta = \varepsilon_Y - \varepsilon_S - \varepsilon_C;$$

er ist zufällig und ebenfalls zentriert. Bei direkter Messung der Ersparnis (also nicht per Saldierung) hätte man statt (2a) die Bilanzgleichung

$$(4a) \quad Y = \tilde{S} + \Delta + C,$$

wobei

$$(4b) \quad \tilde{S} = S^* + \varepsilon_S.$$

Zwischen den wahren Größen möge nun die folgende lineare Sparfunktion bestehen

$$(5a) \quad S^* = \beta_0 + \beta_1 Y^* + U,$$

wobei

$$(5b) \quad \beta_1 = \frac{\text{Cov}(S^*, Y^*)}{\text{Var}(Y^*)}.$$

Der Regressionsansatz mit der per Saldo ermittelten Ersparnis lautet

$$(6) \quad S = b_0 + b_1 Y + V.$$

Der Erwartungswert des OLS-Schätzers für die marginale Sparquote  $b_1$  in (6) ist

$$(7) \quad E(\hat{b}_1) = \frac{\text{Cov}(S, Y)}{\text{Var}(Y)} \\ = \frac{\text{Cov}[(S^* + \varepsilon_S + \Delta), (Y^* + \varepsilon_Y)]}{\text{Var}(Y^* + \varepsilon_Y)} \\ = \frac{\text{Cov}[(S^* + \varepsilon_Y - \varepsilon_C), (Y^* + \varepsilon_Y)]}{\text{Var}(Y^* + \varepsilon_Y)}.$$

Unterstellt man nun, daß die zufälligen Meßfehler  $\varepsilon$  sowohl nicht untereinander als auch nicht mit den wahren Werten  $Y^*$  und  $S^*$  korrelieren, so erhält man nach kurzer Umformung unter Beachtung der Rechengesetze für den Kovarianzoperator

$$(8a) \quad E(\hat{b}_1) = \frac{\text{Cov}(S^*, Y^*) + \text{Var}(\varepsilon_Y)}{\text{Var}(Y^*) + \text{Var}(\varepsilon_Y)}$$

und weiter unter Verwendung von (5b)

---

9 Einen interessanten Vorschlag zur Schätzung der Varianzen der  $\varepsilon$  findet man bei Y. Langaskens and W. van Rijckeghem, A New Method to Estimate Measurement Errors in National Account Statistics – The Belgian Case. „International Statistical Review“, vol. 42 (1974), S. 283ff.

$$(8b) \quad E(\hat{b}_1) = \frac{\beta_1 \text{Var}(Y^*)}{\text{Var}(Y^*) + \text{Var}(\varepsilon_Y)} + \frac{\text{Var}(\varepsilon_Y)}{\text{Var}(Y^*) + \text{Var}(\varepsilon_Y)}$$

$$= \beta_1 \frac{1}{1 + \text{Var}(\varepsilon_Y)/\text{Var}(Y^*)} + \frac{1}{1 + \text{Var}(Y^*)/\text{Var}(\varepsilon_Y)}.$$

Aus der als Saldo ermittelten Ersparnis ist also nur eine verzerrte Schätzung der wahren Sparneigung  $\beta_1$  zu erhalten, wobei der Bias

$$(9) \quad E(\hat{b}_1) - \beta_1 = \frac{\text{Var}(\varepsilon_Y) [1 - \beta_1]}{\text{Var}(Y^*) + \text{Var}(\varepsilon_Y)}$$

für ökonomisch relevante Sparquoten, d.h. für  $0 \leq \beta_1 \leq 1$ , positiv ist und mit  $\text{Var}(\varepsilon_Y) \rightarrow 0$  verschwindet. In (8b) steckt im ersten Term der bekannte „Fehler-in-den-Variablen-Bias“<sup>10</sup>. Der zweite Term ist ein zusätzlicher, stets positiver Bias, der aus dem in der saldierten Ersparnis enthaltenen statistischen Saldo resultiert.

Hätte man die Ersparnis direkt, also nicht mit dem Fehlersaldo, sondern nur mit dem üblichen Meßfehler als  $\tilde{S}$  laut (4b) geschätzt, so würde man statt (6) die Sparfunktion

$$(10) \quad \tilde{S} = \tilde{b}_0 + \tilde{b}_1 Y + \tilde{V}$$

aufstellen und als Erwartungswert des OLS-Schätzers erhalten<sup>11</sup>

$$(11) \quad E(\hat{b}_1) = \frac{\text{Cov}(\tilde{S}, Y)}{\text{Var}(Y)}$$

$$= \frac{\text{Cov}[(S^* + \varepsilon_S), (Y^* + \varepsilon_Y)]}{\text{Var}(Y^* + \varepsilon_Y)}$$

$$= \frac{\text{Cov}(S^*, Y^*)}{\text{Var}(Y^*) + \text{Var}(\varepsilon_Y)}$$

$$= \beta_1 \frac{1}{1 + \text{Var}(\varepsilon_Y)/\text{Var}(Y^*)}.$$

Diese Schätzung enthält nur den üblichen „Fehler-in-den-Variablen-Bias“.

Würde man die statistische Diskrepanz  $\Delta$  in (4a) in einem zeitlich konstanten Verhältnis auf  $\tilde{S}$  und  $C$  aufteilen, so daß

$$(12) \quad Y = (\tilde{S} + g\Delta) + [C + (1 - g)\Delta], \quad 0 < g < 1$$

$$= \underbrace{\tilde{S} + g\Delta}_{S^+} + \underbrace{C + (1 - g)\Delta}_{C^+}$$

10 Vgl. H. Schneeweiß und H.-J. Mittag, *Lineare Modelle mit fehlerbehafteten Variablen*. Heidelberg und Wien 1986.

11 Es werden wieder die schon oben getroffenen Annahmen über die  $\varepsilon$  gemacht.



gilt, und damit statt (6) die Sparfunktion

$$(13) \quad S^+ = b_0^+ + b_1^+ Y + V^+$$

aufstellen, so erhält man als Erwartungswert des OLS-Schätzers für  $b_1^+$

$$(14) \quad \begin{aligned} E(\hat{b}_1^+) &= \frac{\text{Cov}(S^+, Y)}{\text{Var}(Y)} \\ &= \frac{\text{Cov}(S^*, Y^*) + g \text{Var}(\varepsilon_Y)}{\text{Var}(Y^*) + \text{Var}(\varepsilon_Y)} \\ &= \beta_1 \frac{1}{1 + \text{Var}(\varepsilon_Y)/\text{Var}(Y^*)} + \frac{g}{1 + \text{Var}(Y^*)/\text{Var}(\varepsilon_Y)}. \end{aligned}$$

Damit hat man wegen  $0 < g < 1$  einen kleineren positiven Bias als er aus (9) bei Verwendung der per Saldo ermittelten Ersparnis resultiert, wo  $g = 1$  gilt. Die geringste Verzerrung resultiert aus (11), wenn man „daten-ehrlich“ ist und den statistischen Saldo ausweist.

Nicht unerwähnt bleiben darf, daß mit dem Nachweis statistischer Salden auf VGR-Konten manche Definitionsgleichungen eines auf dieser VGR aufbauenden ökonomischen Modells um diesen Saldo zu erweitern wäre. Da dieser jedoch eine Zufallsvariable ist, werden die betreffenden Definitionsgleichungen stochastisch. Der statistische Saldo als Zufallsvariable ist aber im Gegensatz zu den Störvariablen in den Verhaltensgleichungen keine latente, unbeobachtbare Variable, sondern sie ist manifest und durch Meßwerte vertreten. Damit wäre der statistische Saldo wie eine gemeinsame abhängige Variable zu behandeln, die eine eigene Erklärungsgleichung, nämlich diese Definitionsgleichung, erfordert. Als Ersatz müßte man, um die Vollständigkeit des Modells zu sichern, eine weitere Gleichung aufnehmen; das ökonometrische Modell wird größer. Würde man nicht so verfahren, d.h. den in der VGR ausgewiesenen Saldo aufteilen oder ihn gar fortlassen, so wird sich der oben hergeleitete Salden-Bias einstellen, und zwar in den Modellgleichungen, die die so infizierten Variablen aus der Definitionsgleichung enthalten.

### 2.3. Revisionen

Revisionen sind neben statistischen Salden ein zweites augenfälliges Indiz für Mängel in VGR-Daten. Von Revisionen spricht man, wenn im Zeitverlauf über den Wert einer Variablen in einer bestimmten Bezugsperiode vom selben Datenproduzenten verschiedenen große Angaben gemacht werden.

Über die Ursachen von Revisionen, ihre Geschichte in der bundesdeutschen VGR sowie ihre Beschreibung durch diverse statistische Kennzahlen ist ausführlich an

anderer Stelle berichtet worden<sup>12</sup>. Hier soll nur auf drei ökonomisch relevante Aspekte von VGR-Revisionen eingegangen werden:

- Sensitivität der Parameterschätzung ökonomischer Modelle auf Datenrevisionen,
- Abschätzung des Verlustes an Prognosegenauigkeit bei Verwendung vorläufiger statt revidierter Daten,
- optimale Verwendung vorläufiger, revisionsanfälliger Daten in der ökonomischen Prognose.

### 2.3.1. Sensitivität der Parameterschätzung

In einer breit angelegten, vergleichenden Studie schätzten die Kanadier Denton/Oksanen<sup>13</sup> ein und dasselbe Fünf-Gleichungsmodell für 21 Länder (Stützbereich: 1955 bis 1964) mit 2SLS, einmal unter Verwendung erster vorläufiger und zum anderen mit endgültigen revidierten Daten. Ihre wesentlichen Ergebnisse, die sich im Prinzip mit früheren Untersuchungen von Rinne<sup>14</sup> decken, sind<sup>15</sup>:

- Keine eindeutige Wirkung der Revision auf die bei den Variablen stehenden Koeffizienten, jedoch die Tendenz der Koeffizienten innerhalb einer Gleichung, sich durch die Revision in entgegengesetzter Richtung zu bewegen.
- Zunahme des absoluten Gliedes in den Gleichungen durch die Revision. Dies ist darauf zurückzuführen, daß die ersten Daten tendenziell zu niedrig ausfallen.
- Kaum Vorzeichenwechsel in den Koeffizienten.
- Leichte Verbesserung der statistischen Signifikanz nach Revision, gemessen an den empirischen t-Statistiken.
- Keine – an der Residualvarianz gemessene – eindeutige Verbesserung im Fit der Gleichungen durch die Revision; im Gegenteil, mit den revidierten Daten hat man eher einen schlechteren Fit. Eine mögliche Erklärung dafür mag sein, daß die ersten vorläufigen Daten in den Ämtern modellgestützt geschätzt werden und diese Modelle ökonomischen Modellen ähnlich sind.

---

12 Vgl. H. Rinne [II], Qualität statistischer Daten am Beispiel der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. In: J. Chlumsky und R. Wiegert (Hrsg.), Qualität statistischer Daten. (Forum der Bundesstatistik, Band 25.) Stuttgart 1993, S. 114ff.

13 Vgl. F.T. Denton and E.H. Oksanen, A Multi-Country Analysis of the Effects of Data Revisions on an Econometric Model. „Journal of the American Statistical Association“, vol. 67 (1972), S. 268ff.

14 Vgl. H. Rinne [III], Die Verlässlichkeit von Sozialproduktsdaten auf der Basis ihrer Revisionen – Eine ökonomische Studie, dargestellt am Beispiel der Bundesrepublik Deutschland. Meisenheim 1969.

15 Kendrick konnte ebenfalls bei der Schätzung eines Modells zur adaptiven Kontrolle die Sensitivität der Parameter auf Datenrevisionen nachweisen, was dann zu anderen monetären und fiskalischen Politiken führte. Vgl. D. Kendrick, Adaptive Control of Macroeconomic Models with Measurement Error. In: S. Holly, B. Rüstern and M.B. Zarrop (Eds.), Optimal Control for Econometric Models – An Approach to Economic Policy Formulation. London 1979, S. 204ff.

Was die Sensitivität unterschiedlicher ökonomischer Schätzverfahren auf Revisionen anbelangt, so liegen zwei in gleiche Richtung gehende Aussagen vor:

- Holden beobachtete, daß die OLS-Schätzer weniger empfindlich auf Datenrevisionen reagieren als 2SLS-Schätzer<sup>16</sup>.
- Denton/Oksanen schätzten ihr Modell für 21 Länder nach OLS, 2SLS und 3SLS und registrierten, was a priori vermutet werden konnte, daß nämlich die Einzelgleichungsschätzung (OLS) weniger empfindlich reagiert als die Limited-Information-Methode (2SLS) und diese wiederum weniger empfindlich als die Full-Information-Methode (3SLS)<sup>17</sup>. Die Vermutung ergibt sich durch Analogieschluß aus der bekannten Sensitivitätshierarchie der Schätztechniken bezüglich der Fehlspezifikation von Modellgleichungen.

### 2.3.2. Verlust an Prognosegenauigkeit

Was die Arbeiten über den Verlust von Prognosegüte bei Verwendung vorläufiger statt revidierter Daten anbelangt<sup>18</sup>, so ist vor allem letztere sehr aufschlußreich. Cole hat echte Prognose, also ex ante-Prognosen durchgeführt, allerdings nur mit einer einzelnen Gleichung, einer auf Quartalsdaten basierenden Konsumfunktion.

$$(15) \quad C_t = \alpha + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 C_{t-1} + U_t$$

Cole erstellte drei Sätze von Prognosen, indem sie

- a) vorläufige Daten für  $Y_t$  und  $C_{t-1}$  aus dem Prognosezeitraum in die aus vorläufigen Daten des Stützbereichs geschätzte Gleichung einsetzte,
- b) revidierte Daten für  $Y_t$  und  $C_{t-1}$  aus dem Prognosezeitraum in die aus vorläufigen Daten des Stützbereichs geschätzte Gleichung einsetzte und
- c) revidierte Daten für  $Y_t$  und  $C_{t-1}$  aus dem Prognosezeitraum für das aus revidierten Daten geschätzte Modell verwendete.

Die Wirkung des Fehlers in den erklärenden Variablen bei der Prognose, der direkte Effekt nach Cole, erkennt man durch Vergleich der Prognosefehler aus a) mit denen aus b). Die Wirkung des Fehlers in den Variablen auf die Parameterschätzung, der indirekte Effekt nach Cole, ergibt sich aus Vergleich der Prognosefehler aus b) mit denen aus c). Der totale Effekt des Fehlers in den Daten ergibt sich schließlich aus Vergleich der Prognosefehler unter a) mit denen unter c). Der Vorhersagefehler bei Verwendung von

---

16 Vgl. K. Holden, *The Effects of Revisions to Data in two Econometric Studies*. „Manchester School of Economic and Social Studies“, vol. 37 (1969), S. 23ff.

17 Vgl. F.T. Denton and E.H. Oksanen, *Measurement Error and Choice of Econometric Estimation Method – Some Empirical Findings*. „International Statistical Review“, vol. 41 (1973), S. 343ff.

18 Vgl. F.T. Denton and J. Kuiper, *The Effect of Measurement Errors on Parameter Estimates and Forecasts – A Case Study Based on the Canadian Preliminary National Accounts*. „Review of Economics and Statistics“, vol. 47 (1965), S. 198ff.; H. Rinne (III); und R. Cole, *Data Errors and Forecasting Accuracy*. In: J. Mincer (Ed.), *Economic Forecasts and Expectations*. New York 1969, S. 47ff.

nur vorläufigen Daten statt nur revidierten Daten verdoppelte sich [a) verglichen mit c)]. Der direkte Effekt macht daran etwa 70 vH, der indirekte Effekt 30 vH aus.

### 2.3.3. Optimale Verwendung vorläufiger Daten in der Prognose

Während Cole von der Frage ausging „Wie wäre prognostiziert worden, hätte man die endgültigen, revidierten Daten gleich zur Verfügung gehabt?“ stellte sich Howrey die Frage „Wie müssen die vorläufigen Daten, die später revidiert werden, in die Prognoseprozedur eingebaut werden, so daß diese von vornherein möglichst gute Vorhersagen liefert?“<sup>19</sup> – Man kann davon ausgehen, daß die vorgenannten Untersuchungen den möglichen Gewinn an Prognosegenauigkeit überschätzten, weil in diesen Studien die untersuchten Vorhersagetechniken keinen effizienten Gebrauch von den vorläufigen Daten gemacht haben, insbesondere die Vernachlässigung der Tatsache, daß vorläufige Daten später revidiert werden, bläht die Varianz des Prognosefehlers unnötig auf.

Howrey ging seine Fragestellung mit einem Kalman-Filter-Ansatz an. Darin werden allgemein ein Prognosemodell der Form

$$(16) \quad x_t = Ax_{t-1} + u_t$$

und ein Beobachtungsmodell der Form

$$(17) \quad y_t = Bx_t + v_t$$

kombiniert. Im Vektor  $x_t$  stehen die wahren, unbeobachtbaren Werte der  $n$  zu prognostizierenden Variablen, im  $m$ -elementigen Vektor  $y_t$  die beobachtbaren Größen ( $m \neq n$  möglich).  $A$  und  $B$  sind zeitinvariante Matrizen,  $u_t$  und  $v_t$  vektorielle, multinormalverteilte Zufallsvariablen. Der optimale Prediktor für  $x_{t+1}$  ist der bedingte Erwartungswert von  $x_{t+1}$  mit der Menge aller bisher vorliegenden Vektoren  $y_1, \dots, y_t$  der beobachtbaren Variablen als Bedingung. Auf die Angabe der rekursiv definierten Prognosegleichung sei hier verzichtet.

Das Beobachtungsmodell muß die Revisionspraxis des jeweiligen Datenproduzenten reflektieren, was eine umfangreiche Datenanalyse erfordert. Insbesondere muß man die definitorisch bedingten Revisionen eliminieren, die ja nichts mit Datenfehlern zu tun haben. Bei Howrey besteht das Beobachtungsmodell aus drei Gleichungen, die erste Gleichung (17) mit  $y_t$  als den vorläufigen Daten und  $x_t$  als den zu wahren Werten deklarierten letzten revidierten Daten. Die zweite Gleichung lautet

$$(18) \quad z_t = x_{t-k}$$

und besagt, daß die ersten revidierten Daten  $z_t$  identisch sind mit den letzten revidierten Daten, die jedoch erst mit einem Lag von  $k$  verfügbar werden. Mit der dritten Gleichung

---

19 Vgl. E.P. Howrey, The Use of Preliminary Data in Econometric Forecasts. „Review of Economics and Statistics“, vol. 60 (1978), S. 193ff.

soll der beobachteten hohen Autokorrelation der Revisionen Rechnung getragen werden. Mit dieser ausgesprochen einfachen Spezifikation hat Howrey für die Vereinigten Staaten eine autoregressive Gleichung für das verfügbare Einkommen und ein Zwei-Gleichungsmodell für den privaten Verbrauch und das verfügbare Einkommen bearbeitet. Webersinke<sup>20</sup> hat den Howrey-Ansatz im Rahmen seiner Dissertation auf eine autoregressive Gleichung für die Bruttolohn- und -gehaltsumme in der Bundesrepublik Deutschland (1967 bis 1986) übertragen. Beide Autoren kommen zu dem Ergebnis, daß die so gemachten Prognosen wesentlich genauer ausfallen als die mit anderen Verfahren erzielten Vorhersagen. Der Ansatz erscheint also vielversprechend und sollte daher weiter ausgebaut werden.

### 3. Ausblick

In der auf Zeitreihen gestützten Makroökonomie sind lange Zeitreihen wünschenswert, in denen die Variablen nach durchgehend einheitlicher Definition geschätzt worden sind. Was nun VGR-Daten für Deutschland und auch für andere EU-Mitgliedsländer betrifft, so steht die Einführung eines neuen VGR-Systems unmittelbar bevor; das neue ESVG-1995 wird 1999 in der EU verbindlich. Dieses System enthält gravierende Änderungen in der Definition der meisten und wichtigsten Aggregate<sup>21</sup>. Im Gegensatz zu früher, als das Statistische Bundesamt bei Vornahme definitorischer Änderungen in den Aggregaten diese in der neuen Definition für sehr viele zurückliegende Jahre umgerechnet hat, um den Konsumenten möglichst lange konsistente Reihen zur Verfügung zu stellen, wird dies für die ESVG-1995-Definition nicht gemacht werden. VGR-Daten in der neuen Abgrenzung wird es dann (ab 1999) nur für die Berichtsjahre 1995 und danach geben. Die Modellbauer stehen dann bzgl. Deutschland im letzten Jahrzehnt vor einem „Datensalat“ mit zwei Brüchen, einem durch Änderung des Gebietsstandes verursachten<sup>22</sup> bei gleicher Aggregatdefinition nach dem alten ESVG und einem definitorisch bedingten bei gleichem Gebietsstand. Wer dann lange Zeitreihen benötigt, muß sie sich selbst im Wege irgendwelcher Umrechnungen erzeugen oder ggf. Dummy-Variable zur Berücksichtigung unterschiedlicher „Regime“ einführen.

---

20 Vgl. H. Webersinke, Einsatz der Kalman-Filter-Technik zur Verbesserung der Prognosequalität bei revisionsanfälligen Daten der Wirtschaftsstatistik. Dissertation, Gießen 1989.

21 Vgl. N. Hartmann, Die Verordnung des Rates der Europäischen Union zum Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen 1995 (ESVG-VO). „Allgemeines Statistisches Archiv“, Jg. 80 (1996), S. 332.

22 VGR-Daten bis 1991 für das frühere Bundesgebiet, ab 1991 für das vereinte Deutschland.



# Real Business Cycle Modelle – eine Alternative zu herkömmlichen makroökonomischen Konjunkturmodellen?

Von Bernd Lucke

## 1. Einleitung

Für die Bundesrepublik Deutschland existieren z.Zt. rund 20 makroökonomische Modelle, die an Universitäten oder anderen Forschungsinstitutionen für Prognose-, Simulations- oder Analyse Zwecke eingesetzt werden<sup>1</sup>. Ähnlich wie in anderen führenden Industriestaaten wird diesen Modellen in der akademischen Forschung jedoch relativ wenig Beachtung geschenkt. Dies ist offenbar auf den weit verbreiteten Eindruck zurückzuführen, die großen Makromodelle hätten weder die theoretischen Hypothesen und Erkenntnisse der zurückliegenden mehr als 20 Jahre noch die in derselben Zeit entwickelten methodisch-ökonomischen Fortschritte in geeigneter Form zu berücksichtigen verstanden<sup>2</sup>. So konstatiert Mankiw<sup>3</sup> z.B., daß diese Modelle noch immer im wesentlichen auf keynesianischen Auffassungen der ausgehenden sechziger Jahre fußen, und Wallis<sup>4</sup> beklagt eine ökonomische Methodik, die sich auf Einzelgleichungs-OLS mit Korrektur für Autokorrelation beschränkt.

In ostentativer Abwendung von der angewandten Forschung hat der weitaus überwiegende Teil der akademischen Konjunkturforschung daher seit geraumer Zeit nur kleine Modelle konstruiert, die zwar z.T. außerordentlich sorgfältig analysiert werden konnten, aber gleichzeitig den Nachteil starker Vereinfachungen in sich bargen. Da die von Sims<sup>5</sup> popularisierten vektorautoregressiven Modelle (VAR) mit steigender Dimensionalität einen drastischen Schwund von Freiheitsgraden verzeichnen, ist die Beschränkung auf kleine Modelle zumindest partiell auch durch Innovationen in der ökonomischen Methodik begründet. Unbefriedigenderweise führt dies dazu, daß die Datenanpassung kleiner Modelle oft sinngemäß als „angesichts der Einfachheit des Modells erstaunlich gut“ qualifiziert wird – wobei eine allgemein anerkannte Einschätzung des Tradeoffs zwischen Einfachheit des Modells und Güte der Datenanpassung

---

1 Vgl. G. Uebe and J. Fischer, *Macro-Econometric Models*. 2nd. ed. Aldershot 1992.

2 Vgl. M.R. Wickens, *Real Business Cycle Analysis: A Needed Revolution in Macroeconometrics*. „*Economic Journal*“, vol. 105 (1995), S. 1637ff.

3 Vgl. N.G. Mankiw, *A Quick Refresher Course in Macroeconomics*. „*Journal of Economic Literature*“, vol. 28 (1990), S. 1645ff.

4 Vgl. K. Wallis, *Comparing Macroeconometric Models: A Review Article*. „*Economica*“, vol. 60 (1993), S. 225ff.

5 Vgl. C.A. Sims, *Macroeconomics and Reality*. „*Econometrica*“, vol. 48 (1980), S. 1ff.

natürlich nicht existiert. Die verbreitete Auffassung, die Prognosequalität kleiner Modelle dominiere die der großen, scheint jedenfalls nicht ausreichend fundiert zu sein<sup>6</sup>.

In jüngerer Zeit ist nun zu beobachten, daß die methodischen Einwände gegen die traditionelle Ökonometrie der Cowles-Commission geringere Beachtung finden und die ursprünglich unrestringierten (und oft als atheoretisch gebrandmarkten) VAR-Modelle immer mehr durch Arbeiten ergänzt werden, die durch die Auferlegung theoretischer Restriktionen die strukturelle Interpretation dieser Modelle ermöglichen<sup>7</sup>. Dies bedeutet im wesentlichen eine Rückkehr zur traditionellen strukturellen Modellierung: Das vektorautoregressive Modell entwickelt sich zu einer Reparametrisierung eines konventionellen simultanen Gleichungsmodells mit stationarisierenden Transformationen integrierter Variablen. In geeigneter Darstellung haben dann *alle* Koeffizienten des Systems asymptotische Standardverteilungen und können mit Standardmethoden geschätzt werden<sup>8</sup>.

Mit dieser Entwicklung verstärken sich die Berührungspunkte zwischen moderner ökonometrischer Methodik und dem sog. „quantitativen Ansatz“ heutiger Konjunkturtheorie<sup>9</sup>. Für diesen „quantitativen Ansatz“ stehen insbesondere die Modelle der Real-Business-Cycle-Schule (RBC), die in strukturellen („tiefen“) Parametern formuliert werden und daher zu reduzierten Formen Anlaß geben, deren VAR- oder VARMA-(Vector Autoregressive Moving Average-) Darstellungen erheblichen theoretisch fundierten Restriktionen genügen müssen. Während sich RBC-Theoretiker deshalb bislang im wesentlichen auf die direkte Bestimmung tiefer Parameter durch Kalibrierungen oder verallgemeinerte Momentenschätzungen (GMM) gestützt haben, erscheint die Schätzung strukturell-restringierter Vektorprozesse (mit späterem Rückschluß auf die tiefen Parameter; in der Regel unter Auferlegung weiterer Restriktionen) eine wachsend attraktive Alternative zu sein.

In dem Maße aber, in dem auch RBC-Modelle als simultane Gleichungsmodelle aufgefaßt und mit Standardmethoden geschätzt werden können, schwindet zumindest die ökonometrische Rechtfertigung für eine Beschränkung auf die Analyse von Modellen mit niedriger Dimensionalität. Gleichzeitig wächst damit die Herausforderung an die angewandte Konjunkturforschung, große makroökonomische Modelle zu konstruieren, die die methodischen und theoretischen Innovationen der RBC-Mo-

---

6 Vgl. K. Wallis.

7 Vgl. G. Hansen, Strukturelle Modelle mit Kointegration. Mimeo, Kiel 1992; S. Johansen, Identifying Restrictions of Linear Equations with Applications to Simultaneous Equations and Cointegration. „Journal of Econometrics“, vol. 69 (1995), S. 111ff.; M.R. Wickens, Interpreting Cointegrating Vectors and Common Stochastic Trends. „Journal of Econometrics“, vol. 74 (1996), S. 255ff.

8 Vgl. H.P. Boswijk, Efficient Inference on Cointegration Parameters in Structural Error Correction Models. „Journal of Econometrics“, vol. 69 (1995), S. 133ff.; J. Breitung, A Simultaneous Equations Approach to Cointegrated Systems. (Discussionpaper des Sonderforschungsbereichs 373, Nr. 46.) Berlin 1995.

9 Vgl. D. Quah, Business Cycle Empirics: Calibration and Estimation. „Economic Journal“, vol. 105 (1995), S. 1594ff.; A.W. Gregory and G.W. Smith, Business Cycle Theory and Econometrics. „Economic Journal“, vol. 105 (1995), S. 1597ff.



delle berücksichtigen. Auf der akademischen Seite sind erste Arbeiten in dieser Richtung bereits zu beobachten<sup>10</sup>.

Dieser Beitrag stellt die Perspektiven der in Angriff zu nehmenden Forschungsarbeit dar. In Abschnitt 2 wird zunächst, in einer auf King, Plosser und Rebelo zurückgehenden möglichst einfachen Form<sup>11</sup>, die grundlegende Struktur von RBC-Modellen vorgestellt. In Abschnitt 3 werden Möglichkeiten seiner Verallgemeinerung auf realitätsnahe Spezifikationen aufgezeigt und Vergleiche zwischen den Eigenschaften eines derart erweiterten RBC-Modells mit den Eigenschaften konventioneller Konjunkturmodelle gezogen. Erscheint in dieser Darstellungsweise das (generalisierte) RBC-Modell als eine Alternative zum konventionellen makroökonomischen Konjunkturmodell, so wird in einer kurzen Diskussion in Abschnitt 4 darauf hingewiesen, daß die beiden scheinbar rivalisierenden Ansätze unter bestimmten Bedingungen auch als zueinander komplementär angesehen werden können. In Abschnitt 5 folgt eine kurze Zusammenfassung der wesentlichen Resultate.

## 2. Ein prototypisches RBC-Modell

Der vorliegende Abschnitt ist einer kurzen Darstellung des prototypischen Real-Business-Cycle-Modells von King, Plosser und Rebelo, im folgenden kurz KPR, gewidmet<sup>12</sup>. Dieses Modell stellt insofern die den meisten RBC-Modellen eigene Grundstruktur dar, als fast alle heute existierenden RBC-Modelle das KPR-Modell als einen Spezialfall enthalten. Deren immense Vielfalt (einen guten Überblick liefern Stadler und Cooley<sup>13</sup>) ist wiederum auf Variationen des Grundmodells zurückzuführen, die nicht als allgemein akzeptiert gelten dürfen oder nur für spezielle Fragestellungen von Interesse sind.

Nehmen wir an, eine Ökonomie bestehe aus vielen identischen Unternehmen und vielen identischen Haushalten<sup>14</sup>. In der Volkswirtschaft gebe es kein Geld und lediglich ein produziertes Gut, das entweder konsumiert oder investiert werden kann. Konsumgüter seien nicht lagerfähig, d.h. sie müssen in der Periode verbraucht werden, in der sie produziert wurden. Investitionsgüter werden in der auf die Produktion folgenden Periode zu produktivem Kapital. Vom Kapitalbestand  $K_t$  zu Beginn der Periode  $t$  werde im Produktionsprozeß ein konstanter Prozentsatz  $\delta$ ,  $0 < \delta < 1$ , verbraucht.

---

10 Vgl. E.M. Leeper and C.A. Sims, Toward a Modern Macroeconomic Model Usable for Policy Analysis. „NBER Macroeconomics Annual“, vol. 9 (1994), S. 81ff.

11 Vgl. R.G. King, C.I. Plosser and S.T. Rebelo [I], Production, Growth, and Business Cycles I. The Basic Neoclassical Model. „Journal of Monetary Economics“, vol. 21 (1988), S. 195ff.

12 Vgl. R.G. King, C.I. Plosser and S.T. Rebelo [I] sowie R.G. King, C.I. Plosser and S.T. Rebelo [II], Production, Growth, and Business Cycles II. New Directions. „Journal of Monetary Economics“, vol. 21 (1988), S. 309ff.

13 Vgl. G.W. Stadler, Real Business Cycles. „Journal of Economic Literature“, vol. 32 (1994), S. 1750ff., und T.F. Cooley (Ed.), Frontiers of Business Cycle Research. Princeton 1995.

14 Man kann dann die Analyse auf das Verhalten eines repräsentativen Unternehmens und eines repräsentativen Haushalts beschränken. Die folgende Notation bezieht sich daher stets gleichermaßen auf die einzelnen wie auf die repräsentativen, sprich: durchschnittlichen, Wirtschaftssubjekte. Der Einfachheit halber sei unterstellt, daß die Anzahl der Haushalte gleich der Anzahl der Unternehmen sei.

Jedes Unternehmen produziere gemäß einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen

$$(1) \quad Y_t = A_t (X_t L_t)^\alpha K_t^{1-\alpha},$$

wobei  $Y_t$  die Produktion,  $A_t$  einen technologischen Schock,  $L_t$  die eingesetzte Arbeitszeit und  $X_t$  arbeitsvermehrenden (Harrod-neutralen) technischen Fortschritts bezeichne. Bei gewinnmaximierendem Verhalten stellt  $\alpha$  dann die Lohnquote der Ökonomie dar, d.h. den Anteil des Lohneinkommens am Volkseinkommen. Bezeichnen wir ferner den Reallohn mit  $W_t$  und den Realzins mit  $r_t$ , dann ergibt sich der Gewinn  $\pi_t$  (in Gütereinheiten) als

$$(2) \quad \pi_t = Y_t - W_t L_t - (r_t + \delta) K_t.$$

Diese Darstellung des Gewinns unterstellt, daß das gesamte in Periode  $t$  produktiv eingesetzte Kapital  $K_t$  den Unternehmen in der Periode  $t-1$  von den Kapitaleignern zum Zins  $r_t$  zur Verfügung gestellt wird. Volumenmäßig wird der Kapitalbestand also in Periode  $t-1$  bestimmt, er ist jedoch ein Produktionsfaktor der Periode  $t$ . Dieser Sachverhalt kann auch dadurch beschrieben werden, daß die Gleichgewichtsbedingung des Kapitalmarkts formuliert wird als postulierte Gleichheit des realen Vermögens der Modell-ökonomie am Ende der Periode  $t-1$  mit dem produktiven Kapitalbestand zu Beginn der Periode  $t$ . Bezeichnen wir ersteres mit  $S_{t-1}$ , so fordern wir folglich die Gleichheit der beiden Bestandsgrößen

$$(3) \quad S_{t-1} = K_t,$$

die möglich ist, weil die eine Variable auf das Periodenende und die andere auf den Anfang der Folgeperiode datiert ist. Man beachte, daß der Kapitalbestand  $K_t$  im Verlauf der Produktion einen physischen Verlust von  $\delta K_t$  erfährt, so daß die Bruttoinvestition der Periode  $t$  sich als

$$(4) \quad I_t := K_{t+1} - (1 - \delta) K_t$$

ergibt.

Es sei angenommen, daß die Unternehmen die diskontierte Summe erwarteter realer Gewinne zu maximieren trachten. In Periode 0 ist diese Summe gegeben durch

$$(5) \quad \Pi_0 = E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} (1 + r_t)^{-t} \pi_t \right],$$

wobei  $E_0$  den bedingten Erwartungswert unter Ausnutzung aller zum Zeitpunkt 0 verfügbaren Information bezeichne. Bei freiem Marktzutritt werden neue Unternehmen in den Markt drängen, solange  $\Pi_0$  positiv ist. Eine notwendige Bedingung für die Existenz eines Gleichgewichts ist es daher, daß  $\Pi_t$  in jeder Periode  $t$  Null ist für eine endliche Anzahl von Unternehmen

$$(6) \quad \Pi_t = 0.$$

Alle Haushalte werden durch eine zeitlich separierbare, additive Nutzenfunktion charakterisiert, deren bedingter Erwartungswert in Periode Null durch

$$(7) \quad U_0 = E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \ln C_t + \theta \ln \left( 1 - \frac{N_t}{X_t^\nu} \right) \right] \right], \quad 0 < \beta < 1, \theta > 0, \nu \leq 0$$

beschrieben wird. Dabei bezeichnet  $C_t$  den geplanten Konsum und  $N_t$  die geplante Arbeitszeit als Prozentsatz der auf Eins normierten Zeitausstattung des Haushalts;  $\beta$  ist ein Diskontfaktor<sup>15</sup>. Auf dem Arbeitsmarkt bietet der repräsentative Haushalt also eine Arbeitsleistung von  $N_t$  an, während die repräsentative Unternehmung  $L_t$  nachfragt. Im Gleichgewicht müssen diese beiden Größen natürlich übereinstimmen

$$(8) \quad N_t = L_t.$$

Jeder Haushalt besitze einen gleichen Anteil am Eigenkapital jedes Unternehmens und beziehe daher, weil es gleich viele Haushalte wie Unternehmen gibt, ein Gewinneinkommen von  $\pi_t$ . Ist die Anzahl der Unternehmen groß, so haben Entscheidungen eines einzelnen Haushalts (für gegebene Entscheidungen der anderen Haushalte) nur verschwindenden Einfluß auf sein Gewinneinkommen, so daß dieses im folgenden als für den Haushalt unbeeinflussbar angenommen wird. Die intertemporale Budgetrestriktion des repräsentativen Haushalts ergibt sich demnach als

$$(9) \quad W_t N_t + (1 + r_t) S_{t-1} + \pi_t \equiv C_t + S_t.$$

Der produzierte Output  $Y_t$  kann lediglich zwei Verwendungen finden; entweder er wird konsumiert oder investiert. Die Gleichgewichtsbedingung für den Gütermarkt lautet in dieser geschlossenen Volkswirtschaft ohne Staatssektor also einfach

$$(10) \quad Y_t = C_t + I_t.$$

Substituiert man die Investitionsnachfrage aus dieser Beziehung heraus, so erhält man unter Verwendung von (4) und (3) die Gleichung

$$(11) \quad Y_t + (1 - \delta)K_t = C_t + S_t,$$

die angibt, daß bei Gütermarktträumung die Gütermenge, über die die repräsentative Unternehmung disponiert, gleich der Gütermenge ist, über die der repräsentative Haushalt verfügt.

---

15 Die Spezifikation der Präferenzen in (7) ist etwas allgemeiner als die von KPR analysierte, da der Grenznutzen der Freizeit für  $\nu \neq 0$  von der Wachstumskomponente  $X_t$  abhängt. (Mit  $\nu = 0$  erhält man sofort den Spezialfall der KPR-Präferenzen.) Diese Modifikation ist erforderlich, da die KPR-Spezifikation impliziert, daß die Arbeitsstunden eine mittlere Wachstumsrate von Null haben. Für amerikanische Daten mag dies eine vertretbare Approximation sein, für deutsche Daten ist dies inakzeptabel: Aufgrund des unbestreitbar negativen Trends in den deutschen Arbeitsstunden können die Daten nur modellkompatibel sein, wenn das Grenzleid der Arbeit mit wachsendem ökonomischen Wohlstand zunimmt ( $\nu < 0$ ). Für eine ähnliche Vorgehensweise vgl. z.B. I. Correia, J.C. Neves and S. Rebelo, Business Cycles in a Small Open Economy. „European Economic Review“, vol. 39 (1995), S. 1089ff.

Haushalten und Unternehmen wird gleichermaßen die Maximierung eines bedingten Erwartungswertes (gegeben die zum Zeitpunkt der Entscheidung verfügbare Information) unterstellt. Ich folge in dieser Arbeit dem methodischen Ansatz von KPR<sup>16</sup>, der darin besteht, die Entscheidungsprobleme zunächst unter der Annahme perfekter Voraussicht zu analysieren und (approximativ optimale) Entscheidungsregeln abzuleiten. Sobald diese (in Abhängigkeit von sich erst zukünftig realisierenden stochastischen Variablen) vorliegen, berücksichtige ich die Unsicherheit wieder, indem ich zukünftige Werte durch ihre bedingten Erwartungswerte zum Zeitpunkt der Entscheidungsfindung ersetze.

Nach dieser kurzen Beschreibung der Ökonomie wollen wir nun die Maximierungsprobleme repräsentativer Unternehmen und Haushalte unter der – in der RBC-Literatur üblichen – Annahme völlig flexibler Preise und sofortiger Markträumung lösen. Für die Unternehmen lautet das intertemporale Gewinnmaximierungsproblem

$$(12) \quad \max_{Y_t, L_t, K_t} \Pi_0 = \sum_{t=0}^{\infty} (1+r)^{-t} \pi_t$$

unter den Nebenbedingungen

$$(1) \quad Y_t = A_t (X_t L_t)^\alpha K_t^{1-\alpha},$$

$$(2) \quad \pi_t = Y_t - W_t L_t - (r_t + \delta) K_t,$$

für  $t = 0, \dots, \infty$ . Notwendig für ein Maximum ist, daß in jeder Periode  $t$  die Bedingungen<sup>17</sup>

$$(13) \quad (1+r_t)^{-1} \left( \alpha \frac{Y_t}{L_t} - W_t \right) = 0$$

$$(14) \quad (1+r_t)^{-1} \left( (1-\alpha) \frac{Y_t}{K_t} - (r_t + \delta) \right) = 0$$

sowie (1) und (2) erfüllt sind. Löst man (13) und (14) nach  $L_t$  bzw.  $K_t$  auf, so erhält man für alle Perioden  $t = 0, \dots, \infty$

$$(15) \quad L_t = \frac{\alpha Y_t}{W_t}$$

und

$$(16) \quad K_t = \frac{(1-\alpha) Y_t}{(r_t + \delta)},$$

woraus durch Substitution in (2) sofort

$$(17) \quad \pi_t = Y_t - \alpha Y_t - (1-\alpha) Y_t = 0$$

16 Vgl. R.G. King, C.I. Plosser and S.T. Rebelo [1].

17 Bei der Herleitung von (13) und (14) wurde bereits (1) in die Bedingungen erster Ordnung substituiert.

folgt. Der geplante Gewinn der Unternehmen ist also (maximal) Null in jeder Periode und Bedingung (6) mithin erfüllt.

In (15) und (16) werden die optimale Arbeits- und Kapitalnachfrage der repräsentativen Unternehmung in Abhängigkeit vom Outputniveau beschrieben. Das Outputniveau selbst bleibt jedoch unbestimmt, da für jedes  $Y_t$  ein gemäß (15) und (16) gewählter Faktoreinsatz zum (optimalen) Nullgewinn führt. Diese Indeterminiertheit aufgrund der Uneindeutigkeit des Maximums ist eine allgemeine Eigenschaft von Produktionsfunktionen mit konstanten Skalenerträgen.

Das Unternehmen kann daher auch dann noch das Gewinnmaximum realisieren, wenn das Outputniveau oder eine Inputmenge beliebig fixiert wird. Um diese Undeterminiertheit zu überwinden, nehme ich an, daß Outputniveau und Arbeitseinsatz der Periode  $t$  stets gemäß (15) und (16) in Anpassung an den prädeternierten Kapitalbestand  $K_t$  gewählt werden. Bei der in der Vorperiode zu vollziehenden Kapitalnachfrage selbst ist das Unternehmen jedoch bezüglich der nachzufragenden Menge indifferent und passe sich daher dem Kapitalangebot  $S_{t-1}$  an. (Dieses Verhalten ist insofern natürlich, als das einzelne Unternehmen keine Marktmacht hat und den am Markt herrschenden Zinssatz folglich als gegeben betrachtet). Das Aktivitätsniveau der Ökonomie ist dann wohlbestimmt und bedarf lediglich einer willkürlichen Rekursionsverankerung, deren Vollzug man sich in einer weit zurückliegenden Anfangsperiode denken kann. Formal wird die Annahme einer sich an das Angebot anpassenden Kapitalnachfrage dadurch ausgedrückt, daß (3) durch eine Identität ersetzt wird:

$$(18) \quad K_t \equiv S_{t-1}.$$

Das Nutzenmaximierungsproblem des Haushalts lautet

$$(19) \quad \max_{C_t, N_t, S_t} U_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \ln C_t + \theta \ln \left( 1 - \frac{N_t}{X_t^v} \right) \right]$$

unter der Nebenbedingung

$$(9) \quad W_t N_t + (1 + r_t) S_{t-1} + \pi_t \equiv C_t + S_t$$

für  $t = 0, \dots, \infty$ . Notwendige Bedingungen sind

$$(20) \quad \frac{\beta^t}{C_t} = \tilde{\mu}_{B,t}$$

$$(21) \quad \frac{\beta^t \theta}{X_t^v - N_t} = \tilde{\mu}_{b,t} W_t$$

$$(22) \quad \tilde{\mu}_{b,t} = \tilde{\mu}_{B,t+1} (1 + r_t)$$

sowie (9) und eine Transversalitätsbedingung<sup>18</sup>. Elimination des Lagrange-Multiplikators  $\bar{\mu}_{b,t}$  ergibt dann unmittelbar

$$(23) \quad \frac{\theta}{X_t^v - N_t} = \frac{W_t}{C_t}$$

und

$$(24) \quad C_{t+1} = \beta C_t (1 + r_{t+1}).$$

Gleichungen (1), (9), (8), (11), (15), (16), (18), (23) und (24) konstituieren ein nichtlineares System stochastischer Differenzgleichungen, dessen Lösung die Zeitpfade der Modellvariablen beschreibt. Unglücklicherweise ist eine solche Lösung nicht bzw. nur für unrealistische Spezialfälle<sup>19</sup> bekannt. Es ist deshalb erforderlich, sich mit approximativen Lösungen zu behelfen. Eine der bekanntesten derartigen Lösungen besteht darin, das Gleichungssystem an seinem Steady-State mit einer Taylor-Approximation ersten Grades in ein lineares Differenzgleichungssystem zu entwickeln<sup>20</sup>.

Man kann zeigen, daß die durch ihre Wachstumskomponenten dividierten Variablen

$$w_t := \frac{W_t}{X_t}, k_t := \frac{K_t}{X_t^{1+v}}, s_t := \frac{S_t}{X_t^{1+v}}, y_t := \frac{Y_t}{X_t^{1+v}}, c_t := \frac{C_t}{X_t^{1+v}}, i_t := \frac{I_t}{X_t^{1+v}}, l_t := \frac{L_t}{X_t}, \text{ und } n_t := \frac{N_t}{X_t^v}$$

eine stationäre, d.h. nicht wachsende Ökonomie definieren. Aufgrund ihrer Stationarität besitzen diese Variablen unbedingte Erwartungswerte (die Steady-State-Werte der stationären Ökonomie), die ich mit  $w, k, s, y, c, i, l,$  und  $n$  bezeichne.

### Die Maximierungsprobleme von Unternehmen und Haushalten sowie das die optimale Zeitpfade der Variablen charakterisierende System von Differenzgleichungen

- 
- 18 Die Transversalitätsbedingung dieses Problems ist  $\lim_{t \rightarrow \infty} S_t \mu_t = 0$ , vgl. K.J. Arrow, Applications of Control Theory to Economic Growth. In: G.B. Dantzig and A.F. Veinott (Eds.), Mathematics of the Decision Sciences, Part 2. Providence, RI, 1968. R.G. King, C.I. Plosser and S.T. Rebelo [1] zeigen, daß die Transversalitätsbedingung im Standard-RBC-Modell impliziert, daß der Zeitpfad der Modellvariablen durch eine stabile Differenzgleichung beschrieben werden kann. Im allgemeinen sind Transversalitätsbedingungen für Probleme mit unendlichem Optimierungshorizont jedoch nicht bekannt; vgl. A. Takayama, Mathematical Economics. 2nd. Ed., Cambridge 1987, S. 624. Ich verzichte daher in dieser Arbeit auf die explizite Analyse der Transversalitätsbedingungen, auferlege den Differenzgleichungen jedoch analoge Stabilitätsbedingungen. Wie C. Burnside, Notes on the Linearization and GMM Estimation of Real Business Cycle Models. Mimeo (The World Bank), Washington, D.C., 1995, zeigt, scheint dies für linear-quadratische stochastische Optimierungsmodelle ein angemessenes Vorgehen zu sein. Da die im folgenden dargestellte approximative Lösungstechnik des KPR-Modells ebenfalls zu linearen Euler-Gleichungen führt, liegt es nahe zu vermuten, daß sich diese Eigenschaft auf das KPR-Modell überträgt. Es bleibt freilich späterer Forschung überlassen, die genaue Beziehung zwischen Stabilitäts- und Transversalitätsbedingungen in allgemeinen Modellen mit unendlichem Horizont zu untersuchen.
- 19 Z.B.  $\beta = 1$ , vgl. T.J. Sargent, Macroeconomic Theory. 2nd. Ed., Orlando 1987, S. 122.
- 20 Andere Lösungsmöglichkeiten, insbesondere rechenintensive numerische Approximationen, werden von J.B. Taylor and H. Uhlig, Solving Non-Linear Stochastic Growth Models: A Comparison of Alternative Solutions Methods. „Journal of Business and Economics Statistics“, vol. 8 (1990), S. 1ff., diskutiert.

können unschwer in Termini der stationarisierten Variablen geschrieben werden. Dazu soll zunächst der Wachstumsprozeß  $X_t$  als

$$(25) \quad \ln X_t = \ln \gamma_X + \ln X_{t-1} + \varepsilon_{X,t} = t \ln \gamma_X + \ln X_0 + \sum_{\tau=1}^t \varepsilon_{X,\tau}$$

spezifiziert werden, wobei zur Vereinfachung der Notation für den Anfangswert  $X_0 = 1$  angenommen werde. Die Störterme  $(\varepsilon_{X,t})_{t=1}^{\infty}$  seien unabhängig und identisch verteilt mit Varianz  $\sigma_X^2 \geq 0$ . Ist diese Varianz positiv, so folgt  $X_t$  einem logarithmischen random walk mit Drift  $\ln \gamma_X$ , während für  $\sigma_X^2 = 0$  deterministisches exponentielles Wachstum vorliegt.

Bei entsprechender Modifikation der Bedingungen erster Ordnung und Elimination einiger Variablen anhand von (6), (8) und (18) kann das dynamische Verhalten der stationären Ökonomie durch das System der folgenden sechs Differenzgleichungen charakterisiert werden, auf das ich künftig abkürzend mit (DGL) verweisen werde,

$$(26) \quad y_t = A_t L_t^{\alpha} k_t^{1-\alpha}$$

$$(27) \quad l_t = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{r_t + \delta}{w_t} k_t$$

$$(28) \quad y_t = \frac{r_t + \delta}{1-\alpha} k_t$$

$$(9) \quad w_t l_t + (1+r_t)k_t \equiv c_t + \left( e^{\varepsilon_{X,t}} \gamma_X \right)^{1+\nu} k_{t+1}$$

$$(23) \quad \frac{\theta}{1-l_t} = \frac{w_t}{c_t}$$

$$(24) \quad (e^{\varepsilon_{X,t}} \gamma_X)^{1+\nu} c_{t+1} = \beta_t (1+r_{t+1}).$$

Die in diesem System neu auftretenden Gleichungen (27) und (28) sind vereinfachte Darstellungen der Gleichungen (15) und (16). Im Interesse einer kompakteren Notation setze ich hinfort oft  $z_t := 1+r_t$  und  $\gamma := \gamma_X = \gamma_X^{1+\nu}$ .

Besteht ein nichtlineares Differenzgleichungssystem nur noch aus stationären Variablen, so vollzieht sich seine Linearisierung im allgemeinen wie folgt: Es sei durch

$$(29) \quad f(x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{m,t}) = 0,$$

ein nichtlineares Gleichungssystem in  $m$  stationären Variablen gegeben, das einen eindeutigen Steady-State aufweise. Setzt man  $\hat{x}_{j,t} := \ln x_{j,t} - \ln x_j$  für  $j=1, \dots, m$ , so schreibt man das Gleichungssystem äquivalent als

$$(30) \quad f(x_1 \exp(\hat{x}_{1,t}), \dots, x_m \exp(\hat{x}_{m,t})) = 0,$$

wobei  $x_j$  der Steady-State-Wert der Variablen  $j$  sei und  $\hat{x}_{j,t}$  daher näherungsweise die in Periode  $t$  zu beobachtende prozentuale Abweichung der Variablen  $j$  von ihrem Steady-State-Niveau darstellt. Als Funktion dieser prozentualen Abweichungen schreiben wir (30) in der Form

$$(31) \quad f(\hat{x}_{1,t}, \dots, \hat{x}_{m,t}) = 0.$$

Eine Taylor-Approximation erster Ordnung von (31) an der Stelle  $(0, \dots, 0)$  ergibt dann ein lineares Gleichungssystem in den Variablen  $\hat{x}_{j,t}, j = 1, \dots, m$

$$(32) \quad f(\hat{x}_{1,t}, \dots, \hat{x}_{m,t}) \approx f(0, \dots, 0) + \sum_{j=1}^m f_j(0, \dots, 0) \hat{x}_{j,t} = \sum_{j=1}^m f_j(x_1, \dots, x_m) x_j \hat{x}_{j,t}.$$

In dieser Darstellung werden partielle Ableitungen durch entsprechende Indizes gekennzeichnet. Man beachte, daß aus (29) und (30) die Steady-State-Eigenschaft  $f(0, \dots, 0) = 0$  folgt, und daß die Koeffizienten des linearen Gleichungssystems häufig sinnvolle ökonomische Interpretationen als Elastizitäten geeignet definierter Variablen haben.

Die Qualität dieser Linearisierungstechnik wurde in verschiedenen Studien<sup>21</sup> untersucht, indem die wahren Lösungspfade des Systems nichtlinearer Differenzgleichungen mittels iterativer numerischer Verfahren für einen diskretisierten Zustandsraum bestimmt wurden und mit den hier skizzierten log-linearen Approximationen der Euler-Gleichungen verglichen wurden. Dabei stellte sich heraus, daß die Approximationsgüte des linearisierten Modells in der Regel recht befriedigend ist.

Verfährt man mit (DGL) wie oben beschrieben, so ergibt sich ein lineares System von Differenzgleichungen (LDGL) in den endogenen Variablen  $\hat{y}_t, \hat{k}_t, \hat{l}_t, \hat{c}_t, \hat{z}_t$  und  $\hat{w}_t$  sowie den exogenen Störgrößen  $\hat{A}_t$  und  $\epsilon_t$ . Dieses System besteht aus den Einzelgleichungen

$$(33) \quad \hat{y}_t = \hat{A}_t + \alpha \hat{l}_t + (1 - \alpha) \hat{k}_t,$$

$$(34) \quad \hat{w}_t + \hat{l}_t = \hat{k}_t + \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1 - \delta)} \hat{z}_{t-1},$$

$$(35) \quad \hat{y}_t = \frac{\gamma}{\gamma - \beta(1 - \delta)} \hat{z}_t + \hat{k}_t,$$

21 Vgl. z.B. J.P. Danthine, J.B. Donaldson and R. Mehra, On Some Computational Aspects of Equilibrium Business Cycle Theory. „Journal of Economic Dynamics and Control“, vol. 13 (1989), S. 449ff.; L.J. Christiano, Solving the Stochastic Growth Model by Linear-Quadratic Approximation and Value-Function Iteration. „Journal of Business and Economic Statistics“, vol. 8 (1990), S. 23ff.; L.J. Christiano, Linear-Quadratic Approximation and Value-Function Iteration: A Comparison. „Journal of Business and Economic Statistics“, vol. 8 (1990), S. 99ff.; M. Dotsey and C.S. Mao, How Well Do Linear Approximation Methods Work? The Production Tax Case. „Journal of Monetary Economics“, vol. 29 (1992), S. 25ff.; M. Heinemann, M., Die Erklärung der konjunkturellen Bewegungen am Arbeitsmarkt durch die Theorie realer Konjunkturzyklen. Dissertation, Hannover 1995.



$$(36) \frac{\alpha(\gamma - \beta(1 - \delta))}{1 - \alpha} (\hat{w}_t + \hat{l}_t - \hat{c}_t) + \gamma(\hat{z}_t + \hat{k}_t) = (1 - \beta)\gamma\hat{c}_t + \beta\gamma(\hat{k}_{t+1} + (1 + \nu)\epsilon_{x,t+1}),$$

$$(37) \hat{c}_t = \hat{w}_t - \frac{1}{(1 - l)} \hat{l}_t$$

$$(38) \hat{c}_{t+1} = \hat{c}_t + \hat{z}_{t+1} - (1 + \nu)\epsilon_{x,t+1}.$$

Zur Erfassung des dynamischen Verhaltens der Investitionen benötigen wir überdies die linearisierte Version der Kapitalakkumulationsgleichung (4)

$$(39) \hat{i}_{t-1} = \frac{\gamma}{\gamma - (1 - \delta)} (\hat{k}_t + (1 + \nu)\epsilon_{x,t}) - \frac{1 - \delta}{\gamma - (1 - \delta)} \hat{k}_{t-1}.$$

Nehmen wir nun an, die Abweichungen des Produktivitätsschocks von seinem Steady-State-Niveau folgten einem autoregressiven Prozeß erster Ordnung (AR(1)) mit autoregressivem Parameter  $\rho$ ,  $|\rho| < 1$

$$(40) \hat{A}_t = \rho \hat{A}_{t-1} + \epsilon_{A,t}.$$

Die Innovationen  $\epsilon_{A,t}$  dieses Prozesses seien unabhängig und identisch verteilt. Unterstellt man rationale Erwartungen und ersetzt daher alle zukünftigen Werte durch ihre bedingten Erwartungswerte, so kann man zeigen<sup>22</sup>, daß der Kapitalbestand  $\hat{k}_t$  und der Produktivitätsschock  $\hat{A}_t$  als Zustandsvariablen in einem Zustandsraummodell (State-Space-Modell) aufgefaßt werden können, in dem das Bewegungsgesetz der Zustandsvariablen (States) durch den (unter plausibler Parametrisierung stationären) Prozeß

$$(41) \eta_t := \begin{bmatrix} \hat{k}_t \\ \hat{A}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_w & \mu_{kA} \\ 0 & \rho \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{k}_{t-1} \\ \hat{A}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -(1 + \nu)\epsilon_{x,t} \\ \epsilon_{A,t} \end{bmatrix} =: M\eta_{t-1} + \epsilon_t$$

gegeben ist<sup>23</sup>. Die Dynamik der Kontrollvariablen ausgedrückt als prozentuale Abweichungen vom jeweiligen Steady-State-Wert ergibt sich als

$$(42) \xi_t := \begin{bmatrix} \hat{y}_t \\ \hat{c}_t \\ \hat{l}_t \\ \hat{w}_t \\ \hat{z}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_{yk} & \pi_{yA} \\ \pi_{ck} & \pi_{cA} \\ \pi_{ik} & \pi_{iA} \\ \pi_{wk} & \pi_{wA} \\ \pi_{zk} & \pi_{zA} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{k}_t \\ \hat{A}_t \end{bmatrix} =: \Pi\eta_t,$$

wobei die Elemente der P-Matrix definiert sind als

22 Vgl. R.G. King, C.I. Plosser and S.T. Rebelo [I].

23 Eine eingehende Darstellung von Zustandsraummodellen findet sich in M. Aoki, State Space Modeling of Time Series. Berlin 1987.

$$\pi_{1k} := 1 - \frac{\pi_{wk}}{1 - \alpha}$$

$$\pi_{1A} := \frac{1 - \pi_{wA}}{1 - \alpha}$$

$$\pi_{ck} := \pi_{wk} - \frac{1}{(1 - \alpha)} \pi_{1k}$$

$$\pi_{cA} := \pi_{wA} - \frac{1}{(1 - \alpha)} \pi_{1A}$$

$$\pi_{yk} := \alpha \pi_{1k} + 1 - \alpha$$

$$\pi_{yA} := 1 + \alpha \pi_{1A}$$

$$\pi_{ik} := \frac{\gamma \mu_w - (1 - \delta)}{\gamma - (1 - \delta)}$$

$$\pi_{iA} := \frac{\gamma \pi_{kA}}{\gamma - (1 - \delta)}$$

und schließlich

$$\pi_{zk} := \pi_{ck} (\mu_w - 1)$$

$$\pi_{zA} := \pi_{ck} \pi_{kA} - \pi_{cA} (1 - \rho).$$

In analoger Form können State-Space-Formulierungen für andere Transformationen der Ursprungsdaten (z.B. für Wachstumsraten) gefunden werden.

Um schließlich eine Darstellung der endogenen Variablen als VARMA-Prozeß herzu-  
leiten, schreibe man das Bewegungsgesetz der Zustandsvariablen (41) als

$$(60) \quad \det(I - MB)\eta_t = \text{adj}(I - MB)\epsilon_t,$$

wobei B erneut den Lagoperator und adj(·) die adjungierte Matrix darstellen. Da die Determinante auf der linken Seite skalar ist, erhält man durch Multiplikation von links mit  $\Pi$  den Ausdruck

$$(44) \quad (1 - \mu_w B)(1 - \rho B)\xi = \Pi \begin{pmatrix} \pi_{kA} B \\ 1 - \mu_w B \end{pmatrix} \epsilon_{A,t},$$

der zeigt, daß die endogenen Modellvariablen  $\xi_t$  ARMA(2,1)-Prozesse mit gemeinsamem AR-Polynom, aber unterschiedlichen MA-Polynomen sind. Faßt man (44) als einen VARMA-Prozeß auf, so ist offensichtlich, daß die Kovarianzmatrix der Störterme Rang 1 hat und damit singular ist.

### 3. RBC-Modelle als Alternative zu konventionellen Konjunkturmodellen

Auf theoretischer Ebene zeichnet sich das RBC-Modell insbesondere durch seine widerspruchsfreie, intertemporale und an Gleichgewichtspostulaten orientierte Struktur aus. Jedoch ist diese so stark vereinfachend spezifiziert, daß sie für die weitaus meisten empirischen Anwendungen unzulänglich erscheint. Bei geeigneten Erweiterungen und Modifikationen des Grundmodells stehen freilich der Konstruktion eines aggregierten Makromodells mit realistischerer Struktur keine prinzipiellen Einwände entgegen. Um ein politikorientiertes Prognose- und Simulationsinstrument zu schaffen, müssen insbesondere wichtige institutionelle Eigenschaften beispielweise der Bundesrepublik Deutschland explizit modelliert, flexible funktionale Formen für Nutzenfunktion und Produktionsfunktion spezifiziert und rivalisierende Arten von Schocks zugelassen werden. Für letzteres bieten sich neben Produktivitätsschocks zumindest monetäre, fiskalische und außenwirtschaftliche Schocks an.

Derartige Anpassungen sollten vorgenommen werden, ohne die in sich konsistente, auf Maximierungskalkül und Rationalitätsannahmen basierende Grundstruktur des RBC-Modells zu stören. Dennoch resultiert aus ihnen kein RBC-Modell im engeren Sinne mehr, da das modifizierte Modell über einen monetären Sektor und diverse, darunter auch nominale, Schocks verfügen wird.

Interessanterweise sind die meisten, wenn nicht alle dieser Schocks, bereits in isolierten Erweiterungen des ursprünglichen RBC-Ansatzes formalisiert worden. Cooley und Hansen z.B. gehören zu den ersten Autoren<sup>24</sup>, die monetäre Schocks in RBC-Modellen betrachten; inzwischen gibt es eine Vielfalt von Arbeiten mit ähnlichen Interessen<sup>25</sup>. Fiskalpolitik<sup>26</sup> wird u. a. modelliert von King, Plosser und Rebelo, Jonsson und Klein sowie Leeper und Sims, die letzte Arbeit enthält darüber hinaus auch einen monetären Sektor. Mendoza sowie Correia, Neves und Rebelo analysieren RBC-Modelle<sup>27</sup> für offene Ökonomien. Kim und Loungani interessieren sich in diesem Zusammenhang speziell für die Bedeutung von Ölpreisschocks<sup>28</sup>, Baxter und Crucini für unvollständige Märkte<sup>29</sup>. Die Zusammenfassung derartiger Ansätze in einem umfassenden Modell, das realitätsnah eine größere Zahl relevanter Schocks gleichzeitig zuläßt, steht jedoch noch aus, obwohl erste Schritte in diese Richtung zu beobachten sind<sup>30</sup>.

---

24 Vgl. T.F. Cooley and G.D. Hansen, *The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model*. „American Economic Review“, vol. 79 (1989), S. 733ff.

25 Vgl. C.A. Johnson, C.A., *Velocity and Money Demand in an Economy with Cash and Credit Goods*. Mimeo (Duke University) Duke 1995, und den Überblick in J.P. van Els, *Money and the Real Business Cycle*. „Weltwirtschaftliches Archiv“, Jg. 131 (1995), S. 223ff.

26 Vgl. R.G. King, C.I. Plosser and S. Rebelo [II]; G. Jonsson and P. Klein, *Stochastic Fiscal Policy and the Swedish Business Cycle*. Diskussionsarbeit. Stockholm 1995, und E.M. Leeper and C.A. Sims.

27 Vgl. E.G. Mendoza, *Real Business Cycles in a Small Open Economy*. „American Economic Review“, vol. 81 (1991), S. 797ff., und I. Correia, J.C. Neves and S. Rebelo.

28 Vgl. I.-M. Kim and P. Loungani, *The Role of Energy in Real Business Cycle Models*. „Journal of Monetary Economics“, vol. 29 (1992), S. 173ff.

29 Vgl. M. Baxter and M.J. Crucini, *Business Cycles and the Asset Structure of Foreign Trade*. „International Economic Review“, vol. 36 (1995), S. 821ff.

30 Vgl. E.M. Leeper and C.A. Sims.

Inwieweit unterscheidet sich ein anwendungsfähig konstruiertes RBC-Modell von gängigen makroökonomischen Konjunkturmodellen (MÖK-Modelle)? Die (sicherlich nicht vollständige) Antwort auf diese Frage wird erleichtert, wenn beide Modelltypen in einem einheitlichen Analyserahmen dargestellt werden. Dieser Analyserahmen soll die VARMA-Schreibweise sein, also die Abbildung des stochastischen Verhaltens der Modellvariablen in einem vektorautoregressiven Moving-Average-Prozeß.

Für das einfache RBC-Modell haben wir eine solche Schreibweise in (44) hergeleitet. Um ein typisches großes makroökonomisches Modell ebenso darzustellen, muß es in der Regel zunächst linearisiert werden<sup>31</sup>. Zwar sind die einzelnen Regressionsgleichungen makroökonomischer Modelle meist linear in den Regressoren, jedoch führt die Verknüpfung von Realgrößen und Preisen zu Nichtlinearitäten. Überdies treten im Gesamtsystem bestimmte Variablen in manchen Gleichungen in Niveaus, in anderen Gleichungen in Logarithmen oder anderen nichtlinearen Transformationen (Quotienten wie Konsumquote, Lohnstückkosten usw.) auf. Vor der Linearisierung empfiehlt es sich, durch Einsetzen von Definitionsgleichungen die Zahl der Variablen zu reduzieren und nur noch Verhaltensgleichungen zuzüglich eventueller Spezifikationsgleichungen für exogene Prozesse zu betrachten.

Die Linearisierung kann im Prinzip nach derselben Methodik wie oben für das RBC-Modell erläutert durchgeführt werden. Unter Umständen führt die Linearisierung nicht unmittelbar zu qualitativ gleichwertigen Schätzgleichungen, da der Approximationsfehler der Taylorentwicklung sich in weniger befriedigenden Residuenstrukturen niederschlagen kann. In der Regel kann dem jedoch durch eine etwas großzügigere Spezifikation der Lagstruktur (oder durch MA-Strukturen der Störterme) entgegengewirkt werden. Dies führt zwar zu einer weniger sparsamen Parametrisierung des Modells, ist aber für die folgende Analyse von nachrangiger Bedeutung.

Durch die Linearisierung wird das makroökonomische Modell in ein VARMA mit einer Vielzahl von Nullrestriktionen überführt. Diese Eigenschaft tritt am schärfsten bei den als exogen eingestuften Variablen zutage: Sie werden in der VARMA-Darstellung allenfalls durch eigene verzögerte Werte und Störterme erklärt; unter Umständen treten sie in der VARMA-Darstellung nur noch als Störprozesse auf, wenn auch die Koeffizienten der eigenen verzögerten Werte auf Null restringiert werden. Aber auch in den Gleichungen der endogenen Variablen treten typischerweise sehr viele Nullrestriktionen auf, da eine endogene Variable in der Regel nicht als von allen anderen Variablen des Systems abhängig spezifiziert sein wird.

Wir können daher beide Modellklassen in VARMA-Schreibweise darstellen, jedoch ist es a priori für beide Modelltypen unklar, ob die Koeffizienten der VARMA-Darstellungen identifiziert sind. Sind sie dies nicht, so muß die Identifikation durch Auferlegung weiterer Restriktionen erzwungen werden. Dies ist in der Regel technisch nicht allzu schwierig, da die Bedingungen für die Identifizierbarkeit von VARMA-Prozessen

---

31 Vereinfachend unterstelle ich stillschweigend, daß alle Variablen vor Beginn der eigentlichen Analyse bereits auf die als notwendig erachteten Dummy-Variablen (Saisondummies und Strukturbruchdummies) regressiert werden.

bekannt sind<sup>32</sup>; es ist aber nicht notwendigerweise so, daß die identifizierenden Restriktionen ökonomisch plausibel motiviert werden können. Sind die (ökonomisch nicht interpretierbaren) VARMA-Koeffizienten identifiziert, so kann die Identifikation der strukturellen Parameter des RBC-Modells vermutet werden, sofern deren Zahl die der VARMA-Koeffizienten nicht übersteigt.

Es ist sicherlich hilfreich, sich die Unterschiede zwischen RBC- und MÖK-Modellen anhand eines Beispiels zu vergegenwärtigen. Wir wollen deshalb das oben beschriebene RBC-Modell als eine einfache Ökonomie auffassen und von ihm generierte Daten für die realen Variablen Output, Konsum, Investitionen und kurzfristiger Zins anhand der beiden Modelltypen analysieren. Dabei spielt es für das folgende keine Rolle, daß mit dem RBC-Modell das „wahre“ und mit dem MÖK-Modell ein „falsches“ Modell angepaßt wird, da ich lediglich auf die Unterschiede zwischen den Modellklassen, nicht aber auf die Übereinstimmung mit dem wahren datengenerierenden Mechanismus abstellen werde.

Um die Analyse so einfach wie möglich zu halten, spezialisiere ich das RBC-Modell auf ein Modell deterministischen Wachstums mit stationären Produktivitätsschocks, indem ich  $\sigma_x^2 = 0$  setze. Durch stochastische Simulation von (43) und (44) erzeuge ich dann eine 80 Beobachtungen (d.h. 20 Jahre) umfassende Realisation des RBC-Modells. Für diese bezeichne ich mit  $Y_t$ ,  $C_t$  und  $I_t$  die Logarithmen von Output, Konsum und Investitionen, mit  $R_t$  den realen kurzfristigen Zins. Aufgrund der Struktur des Modells, vgl. (10), ist  $Y_t$  eine exakte Linearkombination von  $C_t$  und  $I_t$ ,

$$(45) \quad Y_t \equiv \frac{c}{y} C_t + \frac{i}{y} I_t.$$

Diese Beziehung entspricht der Definitionsgleichung der Verwendungsseite des Bruttosozialprodukts. Die etwas ungewohnte Darstellung mit sich zu eins addierenden Gewichten der Verwendungskomponenten ergibt sich dabei, weil das RBC-Modell die Daten unter Zugrundelegung einer logarithmischen Approximation an die Definitionsbeziehung der Niveaus generiert.

Wir wollen den künstlichen Datensatz zunächst mit der für MÖK-Modelle typischen Methodik untersuchen: In der Regel würden vermutlich für Konsum und Investitionen Verhaltensgleichungen spezifiziert und der Zinssatz als eine exogene Variable klassifiziert werden. Bei ersteren würde die genaue Auswahl der erklärenden Variablen auf der Basis theoretischer Überlegungen über die Determinanten des Konsum- bzw. Investitionsverhaltens und die Güte statistischer Anpassungsmaße erfolgen. Bei einer derartigen Vorgehensweise schätze ich (nach Ausschluß insignifikanter Variablen) die folgenden Regressionsgleichungen:

$$(46) \quad C_t = -0,11 + 0,0004 \text{ TREND} + 0,86 C_{t-1} + 0,05 Y_t + e_{c,t}$$

(0,02) (0,0001)                      (0,02)    (0,01)

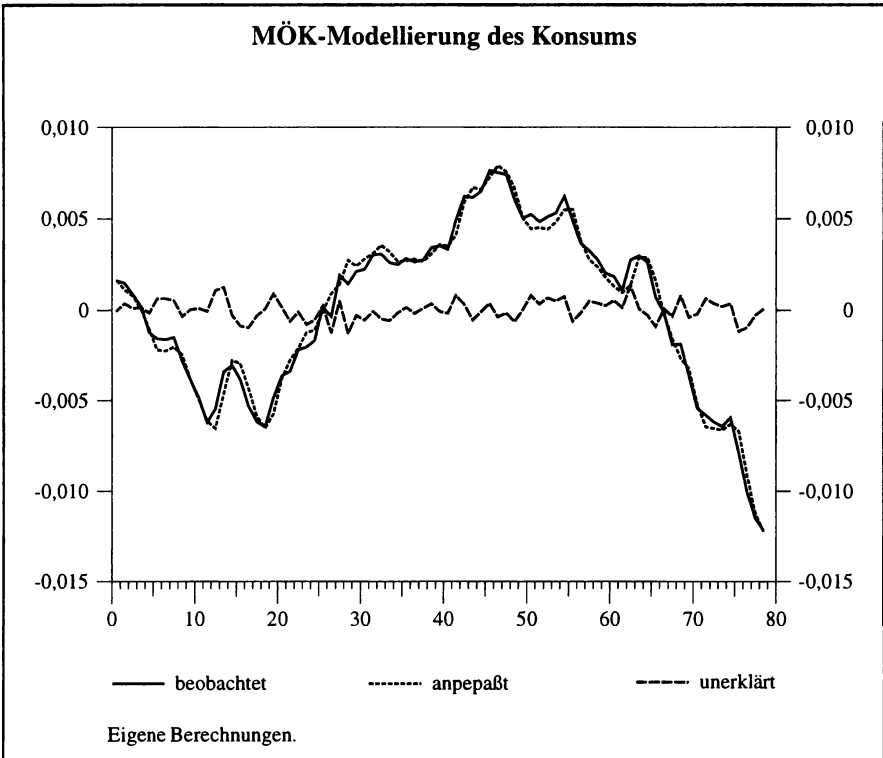
$$R^2 = 1,000 \quad DW = 1,604;$$

$$P\text{-Werte: } LM(1): 0,075 \quad LM(2): 0,188 \quad LM(4): 0,280 \quad LM(8): 0,419$$

---

32 Vgl. H. Lütkepohl, Introduction to Multiple Time Series Analysis. Berlin 1991.

Schaubild 1



$$(47) \quad I_t = 1,93 - 0,02 \text{ TREND} + 285 R_t + 5,41 C_{t-1} + e_{t,t}$$

$$(0,13) \quad (0,001) \quad (1,88) \quad (0,19)$$

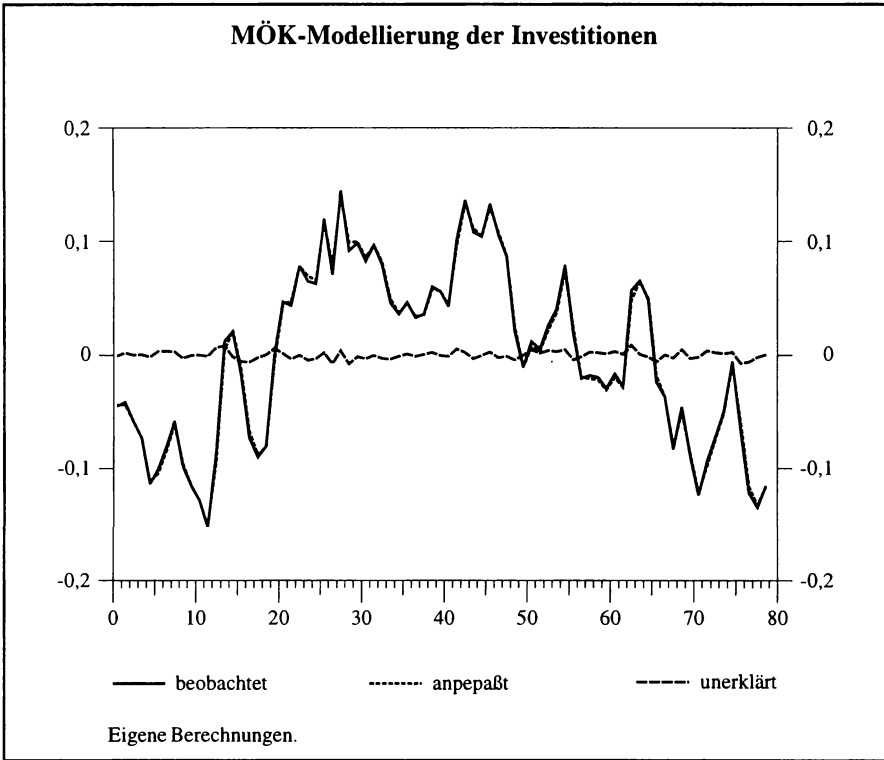
$$R^2 = 0,999 \quad DW = 1,706;$$

$$\text{P-Werte: LM}(1): 0,187 \quad \text{LM}(2): 0,416 \quad \text{LM}(4): 0,302 \quad \text{LM}(8): 0,538$$

Hierbei werden die Standardfehler in Klammern ausgewiesen. DW ist die Durbin-Watson-Statistik und mit LM(i) werden die P-Werte von Lagrange-Multiplikator-Tests auf Autokorrelation i-ten Grades bezeichnet. Die Residuen beider Gleichungen scheinen frei von Autokorrelation zu sein und alle Koeffizienten sind hochsignifikant. Daß die Bestimmtheitsmaße jeweils eine sehr gute Anpassung suggerieren, ist bei trendbehafteten Regressoren nicht allzu verwunderlich, jedoch zeigen Schaubild 1 und Schaubild 2 auch für die trendbereinigten Komponenten eine gute Anpassung der Regressionsgleichungen. Der positive Koeffizient des Zinses in der Investitionsgleichung erklärt sich aus der angebotsseitigen Struktur des RBC-Modells, in dem der Realzins die Grenzleistungsfähigkeit des Kapitals darstellt und daher positiv mit den Investitionen korreliert ist.

Für die exogene Variable  $R_t$  spezifiziere ich eine Autoregression erster Ordnung, für die ich

Schaubild 2



(48) 
$$R_t = 0,0008 + 0,896 R_{t-1} + e_{R,t}$$

$$(0,0004) (0,054)$$

$R^2 = 0,784$   $DW = 1,744$ ;  
P-Werte:  $LM(1): 0,208$   $LM(2): 0,449$   $LM(4): 0,180$   $LM(8): 0,499$

schätze. Auch hier liegt offenbar keine nennenswerte Autokorrelation mehr vor, und obwohl das  $R^2$  vergleichsweise niedrig ist, werden durch den univariaten Regressionsansatz nahezu 80 vH der beobachteten Varianz erklärt.

Die MÖK-Modellierung führt daher zur VARMA-Darstellung

$$\begin{pmatrix} 1 & -s_c & -s_i & 0 \\ a_{0,21} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & a_{0,34} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_t \\ C_t \\ I_t \\ R_t \end{pmatrix} = \text{DETERM} + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{1,22} & 0 & 0 \\ 0 & a_{1,32} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & a_{1,44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ C_{t-1} \\ I_{t-1} \\ R_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ e_{C,t} \\ e_{I,t} \\ e_{R,t} \end{pmatrix},$$

die bis auf einen deterministischen Term  $\text{DETERM}_{\text{MÖK}}$  ein einfaches VAR(1)-Modell ist. Da wir unterstellen, daß die erste Gleichung eine (bekannte) Definitionsgleichung ist, verbleiben in dieser Darstellung drei Gleichungen, die unter Auferlegung von insgesamt sechzehn Nullrestriktionen geschätzt werden müssen. Zu schätzen sind neben je drei Konstanten und Trendtermen acht Parameter (drei Varianzen und fünf Koeffizienten). Ich bezeichne diese Darstellung kurz als VARMA(MÖK).

Die entsprechende VARMA-Darstellung des RBC-Modells lautet:

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ C_t \\ I_t \\ R_t \end{pmatrix} = \text{DETERM}_{\text{RBC}} + (\rho + \mu_w) b_1 \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ C_{t-1} \\ I_{t-1} \\ R_{t-1} \end{pmatrix} - \rho \mu_w \begin{pmatrix} Y_{t-2} \\ C_{t-2} \\ I_{t-2} \\ R_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \pi_{yA} \\ \pi_{cA} \\ \pi_{iA} \\ \pi_{rA} \end{pmatrix} \varepsilon_{A,t} + \begin{pmatrix} \pi_{yk}\pi_{kA} - \pi_{yA}\mu_w \\ \pi_{ck}\pi_{kA} - \pi_{cA}\mu_w \\ \pi_{ik}\pi_{kA} - \pi_{iA}\mu_w \\ \pi_{zk}\pi_{kA} - \pi_{zA}\mu_w \end{pmatrix} \varepsilon_{A,t-1},$$

$$=: \text{DETERM}_{\text{RBC}} + b_1 \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ C_{t-1} \\ I_{t-1} \\ R_{t-1} \end{pmatrix} + b_2 \begin{pmatrix} Y_{t-2} \\ C_{t-2} \\ I_{t-2} \\ R_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} m_{0,1} \\ m_{0,2} \\ m_{0,3} \\ m_{0,4} \end{pmatrix} \varepsilon_{A,t} + \begin{pmatrix} m_{1,1} \\ m_{1,2} \\ m_{1,3} \\ m_{1,4} \end{pmatrix} \varepsilon_{A,t-1}.$$

In dieser Schreibweise sind die Parameter der zweiten Zeile, nämlich Konstanten, Trendterme,  $b_1$ ,  $b_2$  und die Koeffizienten des Moving-Average-Teils<sup>33</sup> hochgradig nichtlineare Funktionen der tiefen Parameter  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$ ,  $l$ ,  $v$ ,  $\rho$  und  $\sigma_A^2$ . Die VARMA-Darstellung des RBC-Modells, kurz VARMA(RBC), ist also nur scheinbar reicher parametrisiert als VARMA(MÖK); bei Berücksichtigung der nichtlinearen Restriktionen zwischen den VARMA-Koeffizienten des RBC-Modells ergibt sich in der Tat eine deutlich sparsamere Parametrisierung.

Die entscheidende Frage lautet nun, ob angesichts der augenscheinlich hervorragenden Datenanpassung von VARMA(MÖK) eine Analyse im Rahmen des in jederlei Hinsicht komplizierteren VARMA(RBC) überhaupt zu nennenswert anderen Erkenntnissen führt. Werden hier nicht vielmehr rivalisierende Modelle betrachtet, die die dynamischen Eigenschaften des Datensatzes in ähnlich guter Weise erfassen können und deshalb auch annähernd gleiche dynamische Implikationen haben?

Um diese Frage zu untersuchen, habe ich zunächst die tiefen Parameter des RBC-Modells aus dem Datensatz geschätzt und zwar z.T. durch einfache OLS-Schätzung der Trendterme, z.T. durch eine gewichtete Likelihood-Maximierung<sup>34</sup> von

33 Ich erwähne die Varianz des Störterms nicht ausdrücklich, da diese nicht identifiziert ist und a priori fixiert werden muß.

34 Aufgrund der Singularität der Kovarianzmatrix der Residuen ist die Maximum-Likelihood-Schätzung von VARMA(RBC) nicht trivial. Gute Resultate können erzielt werden, indem für jede einzelne Variable die Likelihood-Funktion errechnet wird und die Summe dieser Likelihood-Funktionen maximiert wird. Dies bezeichne ich hier als „gewichtete Likelihood-Schätzung“. Ausführlichere Ausführungen zu diesem Thema finden sich in B. Lucke, Beiträge zur Theorie und Empirie realer Konjunkturzyklen. Habilitationsschrift, Berlin 1997.

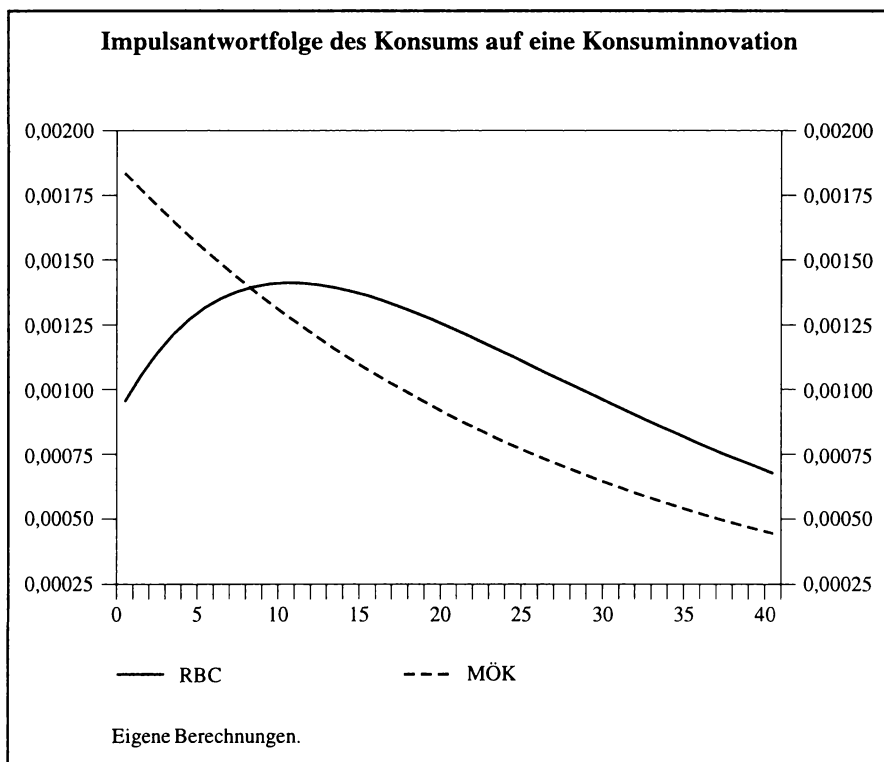


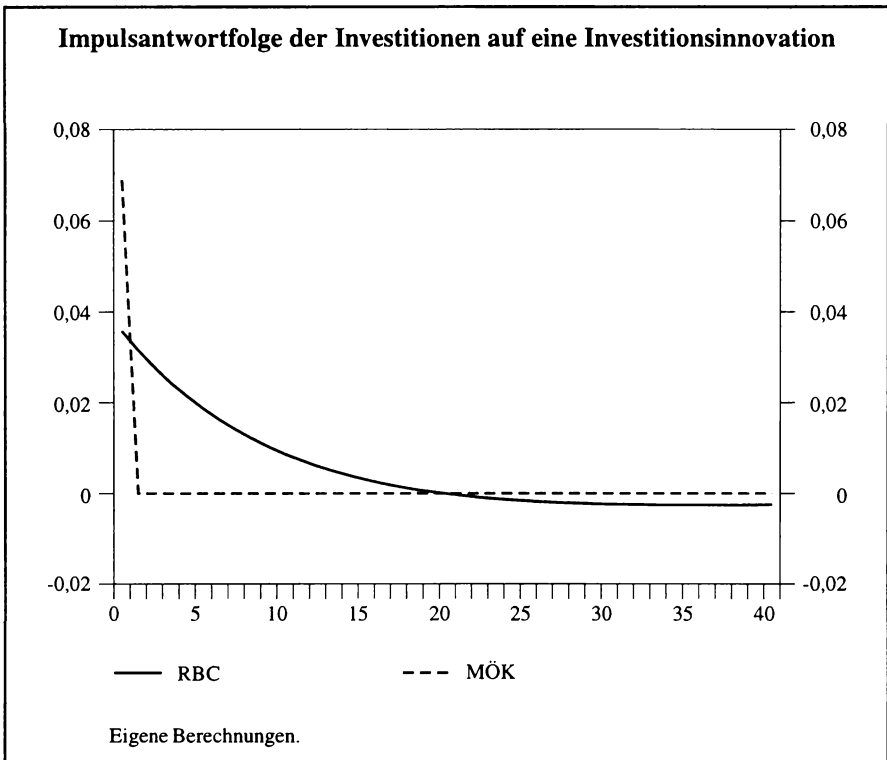
Tabelle 1

Tiefe Parameter des RBC-Modells			
Parameter	geschätzt	wahr	Schätzmethode
$\alpha$	0,7693	0,730	ML
$\beta$	0,9986	0,997	ML
$\gamma$	1,0046	1,005	OLS
$\delta$	0,0089	0,008	ML
$l$	0,1306	0,130	OLS
$v$	-0,2086	-0,170	OLS
$\rho$	0,9098	0,900	ML

Eigene Berechnungen.

Schaubild 3



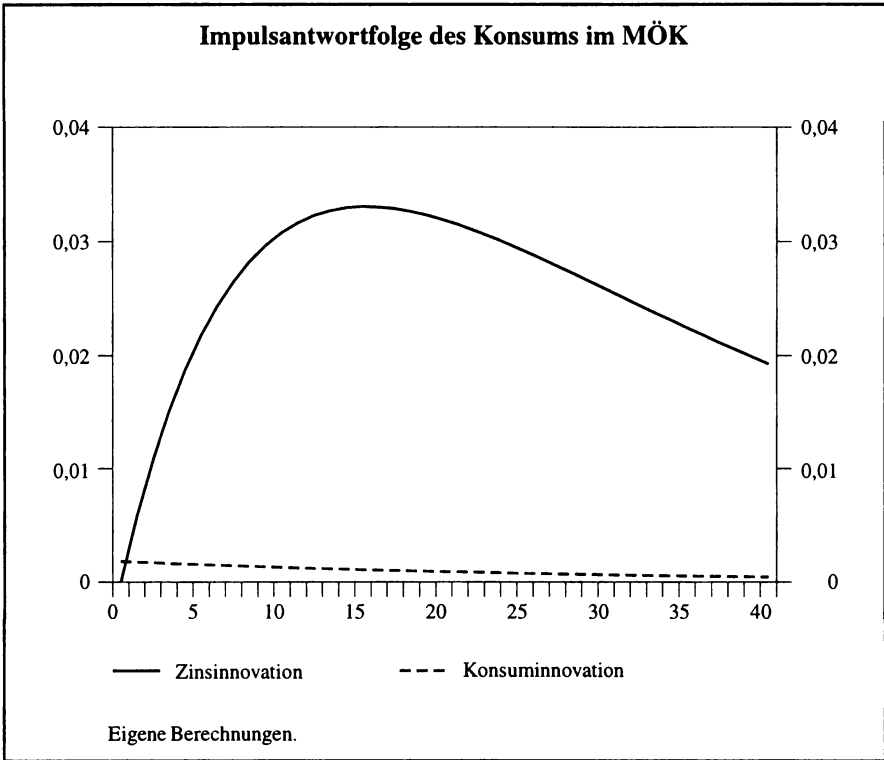


VARMA(RBC) unter Auferlegung aller nichtlinearen Restriktionen. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 1 und kommen den wahren Parametern recht nahe.

Aus den geschätzten tiefen Parametern können nun die „geschätzten“ reduzierten-Form-Parameter von VARMA(RBC) abgeleitet werden, und diese können dazu genutzt werden, die dynamischen Eigenschaften des RBC-Modells durch die Berechnung dynamischer Multiplikatoren (Impulsantwortfolgen) zu charakterisieren. Bezeichnet man die resultierenden Impulsantwortfolgen des RBC-Modells mit  $IMP(RBC)$  und vergleicht sie mit den aus den Regressionskoeffizienten von MÖK errechneten analogen Folgen  $IMP(MÖK)$ , so erhält man einen guten Eindruck von den unterschiedlichen dynamischen Implikationen beider Modelle.

Schaubild 3 stellt die von den unterschiedlichen Modellen implizierten Impulsantworten des Konsums auf eine Innovation von jeweils einer Standardabweichung des eigenen Störterms dar. Wie man sieht, sind diese durchaus von gleicher Größenordnung, jedoch von recht verschiedener Gestalt: Während im MÖK die Auswirkungen einer Innovation im Zeitablauf monoton abnehmen, impliziert das RBC-Modell eine kompliziertere Dynamik, bei der sich der Effekt der Innovation ungefähr zwölf Perioden lang noch verstärkt, bevor er anschließend wieder zurückgeht.

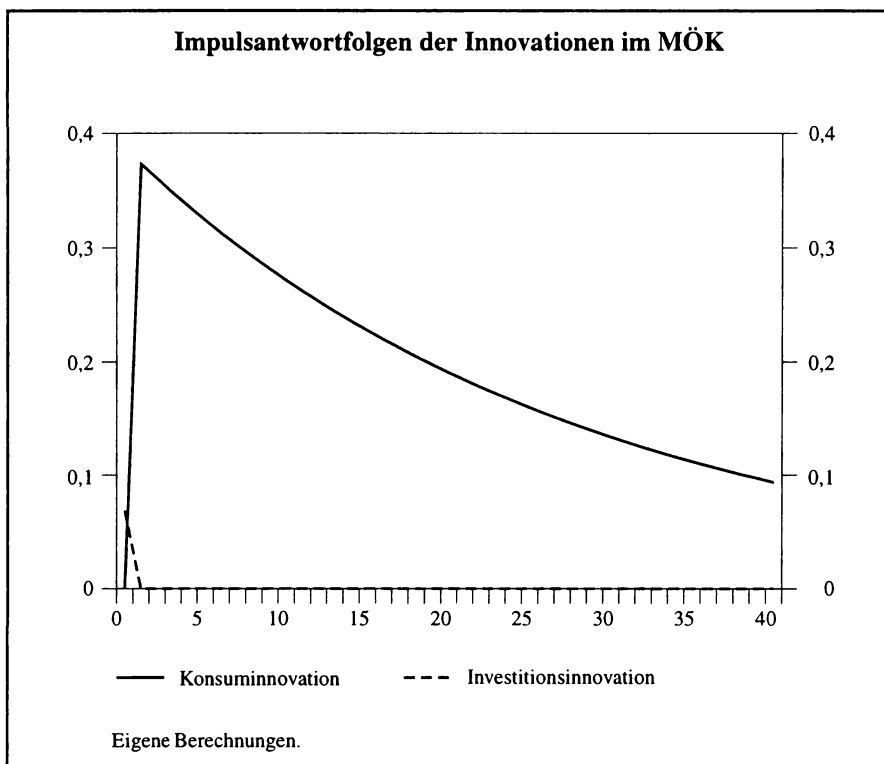
Schaubild 5



Ähnlich verhält es sich bei der Impulsantwort der Investitionen auf eine eigene Innovation (vgl. Schaubild 4). Hier impliziert MÖK nur eine einmalige Reaktion der Investitionen in der Periode, in der der Schock erfolgt, während das RBC-Modell einen langsam abklingenden Effekt prognostiziert, der in der langen Frist sogar schwach negativ wird.

Im RBC-Modell sind aufgrund der Annahme eines einzigen die Dynamik des Modells steuernden Schocks die Impulsantwortfolgen einer Variablen mit Bezug auf Innovationen in anderen Variablen stets (definitionsgemäß) gleich null. Dies ist anders im MÖK, wo z.B. die Impulsantwort des Konsums auf eine Zinsinnovation nicht nur von Null verschieden, sondern auch ohne weiteres um das zehnfache größer als die entsprechende Impulsantwort auf eine Konsuminnovation sein kann (vgl. Schaubild 5). Dabei ist dieser vermeintlich bedeutende Kreuzimpuls von der datengenerierenden Struktur nicht im mindesten gedeckt. Ganz ähnlich verhält es sich bei den Investitionen, wo das MÖK eine sehr starke Impulsantwort auf Innovationen im Konsum ausweist. Diese ist erheblich größer als die im MÖK abgeleitete Reaktion auf Investitionsinnovationen (vgl. Schaubild 6).

Schaubild 6



Zusammenfassend muß man daher festhalten, daß das makroökonometrische Konjunkturmodell trotz einer augenscheinlich hervorragenden Datenanpassung stark andersartige dynamische Implikationen hat. Die unterschiedlich spezifizierten Schockfortpflanzungsmechanismen in den rivalisierenden Modellen können daher zu grundverschiedenen Schlußfolgerungen über Wirkungsmechanismen und Effekte wirtschaftspolitischer Maßnahmen Anlaß geben. In diesem Sinne ist das RBC-Modell eine wohlformulierte Alternative zum herkömmlichen makroökonometrischen Modell.

#### 4. RBC-Modelle als Komplemente zu konventionellen Konjunkturmodellen

Der vorstehende Abschnitt unterstellte durchgängig, daß es möglich ist, RBC-Modelle zu großen anwendungsfähigen Konjunkturmodellen auszubauen. Dabei wurde der Eindruck erweckt, RBC-Modelle konstituierten eine eigenständige Forschungsrichtung, die in bewußter Abgrenzung von konventionellen makroökonometrischen Modellen betrieben werden müsse. Gleichzeitig aber wurde durch die Darstellung beider Modelltypen in VARMA-Form bereits hervorgehoben, daß zwischen RBC- und MÖK-Modellen durchaus auch strukturelle Gemeinsamkeiten bestehen. Inwieweit

diese zu sich gegenseitig ergänzender Forschung Anlaß geben, soll im folgenden kurz skizziert werden.

Der Grundgedanke komplementärer Beziehungen ist einfach. Nehmen wir an, ein anwendungsfähig konstruiertes RBC-Modell in VARMA-Form<sup>35</sup> werde durch seine Parameter  $P(\text{RBC})$  beschrieben, wobei  $P(\text{RBC})$  ein (unter Umständen unendlichdimensionaler) Spaltenvektor sei. Nehmen wir ferner an, ein (gegebenenfalls linearisiertes) konventionelles makroökonomisches Modell liege in einer VARMA-Darstellung derselben Dimension vor und werde durch seine Parametrisierung  $P(\text{MÖK})$  beschrieben. Es ist stets möglich, die Dimensionen der beiden VARMA-Modelle so zu wählen, daß  $P(\text{MÖK})$  und  $P(\text{RBC})$  von gleichem Format sind, indem gegebenenfalls die Ordnung der AR- bzw. MA-Polynome durch Anhängen von Nullen verlängert wird.

Wir wollen uns vorstellen, daß die tiefen Parameter des RBC-Modells unbekannt sind und auch VARMA(RBC) noch nicht unter Auferlegung aller nichtlinearen Restriktionen geschätzt wurde. Jedoch seien Schätzwerte für  $P(\text{MÖK})$  verfügbar, ich bezeichne diese als  $\hat{P}(\text{MÖK})$ . Es liegt dann nahe, die tiefen Parameter des RBC-Modells über die Minimierung des Problems

$$(49) \quad \min (P(\text{RBC}) - \hat{P}(\text{MÖK}))' W (P(\text{RBC}) - \hat{P}(\text{MÖK}))$$

zu schätzen. Dabei ist  $W$  eine nicht negativ definite Gewichtungsmatrix und  $P(\text{RBC})$  wird als nichtlineare Funktion der tiefen Parameter aufgefaßt. Die Lösung des Problems parametrisiert das RBC-Modell so, daß seine VARMA-Darstellung in einem wohldefinierten Sinne möglichst nahe der (empirisch bewährten) Parametrisierung von VARMA(MÖK) ist.

Eine derartige Schätzung der tiefen Parameter wird als Minimum-Distance-Estimation (MDE) bezeichnet<sup>36</sup>. Sie kann ohne weiteres auch mit anderen Statistiken der Ursprungsdaten durchgeführt werden, z.B. könnte man in (49) anstelle der Modellparameter Autokorrelationen oder andere zweite Momente verwenden. Bei geeigneter Wahl der Gewichtungsmatrix ist die Schätzmethodik stets asymptotisch konsistent und effizient, d.h. sie fällt asymptotisch mit der Maximum-Likelihood-Schätzung zusammen. Die MDE-Schätzung ist überdies ein Spezialfall der verallgemeinerten Momentenschätzung, so daß die Wahl der optimalen Gewichtungsmatrix bekannt ist<sup>37</sup>.

Die tiefen Parameter des RBC-Modells durch Lösung von (49) zu bestimmen, sollte dazu führen, daß die vom RBC-Modell implizierte Dynamik nicht völlig andersgeartet ist als die des zugrundegelegten MÖK-Modells. Inwieweit die Dynamik des RBC-Modells dann dennoch eigene Akzente setzen kann, hängt von der Flexibilität seiner Parametrisierung ab; in der Regel werden die Restriktionen des RBC-Modells um so stärker zur Geltung kommen, je sparsamer seine Parametrisierung ist.

---

35 Gemeint ist eine eindeutige VARMA-Darstellung wie z.B. die finale Gleichungsform.

36 Vgl. G. Chamberlain, Panel Data. In: Z. Griliches and M.D. Intriligator (Eds.), Handbook of Econometrics, vol. II. Amsterdam 1984.

37 Vgl. L.P. Hansen, Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. „Econometrica“, vol. 50 (1982), S. 1029ff.

Tabelle 2

MDE-Schätzergebnisse			
Parameter	geschätzt	wahr	Startwert
$\alpha$	0,731	0,730	0,580
$\beta$	0,998	0,997	0,988
$\rho$	0,934	0,900	0,900
Eigene Berechnungen.			

Das MÖK kann also sinnvoll zur Parameterbestimmung des RBC-Modells eingesetzt werden und für den RBC-Forscher einen Referenzpunkt darstellen, an dem er sich im Verlaufe seines Arbeitsfortschritts orientiert. Umgekehrt kann aber auch das MÖK durch die Ergebnisse der MDE-Schätzung sinnvoll komplementiert werden. Denn durch die Schätzung der tiefen Parameter wird dem MÖK gleichzeitig eine mikrofundierte Struktur angepaßt. Die MDE-Schätzung ermöglicht dann eine Interpretation der Parameter P(MÖK) als approximative Funktion tiefer Parameter des RBC-Modells. Damit ist z.B. eine die Lucas-Kritik berücksichtigende Analyse von Politikmaßnahmen genauso denkbar wie eine Abschätzung von deren Wohlfahrtseffekten.

Um diese Gedanken an dem oben verwandten Beispiel zu illustrieren, habe ich mich bemüht, die tiefen Parameter  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\rho$  aus dem geschätzten MÖK zu rekonstruieren<sup>38</sup>. Aufgrund der Singularität der Kovarianzmatrix der Störgrößen in (44) ist eine Angleichung des vom MÖK implizierten VAR(1) an das vom RBC-Modell implizierte VARMA jedoch nicht ohne weiteres möglich. Ich habe deshalb statt VARMA-Koeffizienten die vom MÖK implizierten zweiten Momente betrachtet und mich dabei auf die relativen Standardabweichungen<sup>39</sup> von Konsum, Investitionen und Zinssatz, deren unverzögerte Kreuzkorrelationen mit dem Output sowie die Autokorrelationen erster Ordnung für alle vier Variablen beschränkt. Als Gewichtungsmatrix  $W$  habe ich die Einheitsmatrix verwandt und als Startwerte habe ich falsche, aber nicht unplausible Werte verwandt<sup>40</sup>. Die tiefen Parameter, die den Abstand zwischen MÖK-Momenten und RBC-Momenten minimierten, sind in Tabelle 2 dargestellt.

Bemerkenswerterweise scheint man aus der Parametrisierung des MÖKs recht zuverlässig auf zumindest einige der tiefen Parameter des RBC-Modells zurückschließen zu können. Obwohl also das MÖK eine durchaus andere Dynamik impliziert als das RBC-Modell, enthalten seine zweiten Momente wertvolle Informationen auch für den RBC-Forscher. Umgekehrt kann der das MÖK betreuende Konjunkturforscher mit

38 Ich habe zunächst versucht, auch  $\delta$  über eine MDE-Schätzung zu bestimmen. Diese Versuche waren allerdings nicht erfolgreich; vielleicht aufgrund eines Identifizierbarkeitsproblems. Die übrigen tiefen Parameter lassen sich durch OLS-Regressionen einfach und zuverlässig aus dem Datensatz schätzen, so daß für diese keine MDE-Schätzung notwendig ist.

39 Relative Standardabweichung bedeutet hier Standardabweichung relativ zu der des Outputs.

40 Ich habe die kalibrierten Werte aus R.G. King, C.I. Plosser and S. Rebelo [I] sowie R.G. King, C.I. Plosser and S. Rebelo [II] als Startwerte benutzt.

Hilfe der per MDE geschätzten tiefen Parameter sein Konjunkturmodell auch mikrostrukturell interpretieren und auswerten. In diesem Sinne scheinen die beiden Modellklassen nicht nur sinnvolle Forschungsalternativen, sondern zugleich auch zueinander komplementäre Ansätze zu sein.

## 5. Schlußbemerkungen

Ziel dieser Arbeit war eine perspektivische Gegenüberstellung von Real Business Cycle-Modellen und konventionellen makroökonomischen Modellen. Dabei habe ich mich maßgeblich auf die Analyse von Impulsantwortfolgen (dynamischen Multiplikatoren) beschränkt und anhand eines einfachen künstlichen Datensatzes demonstriert, daß die Implikationen beider Modellklassen sehr verschieden sein können. Es sollte abschließend darauf hingewiesen werden, daß es eine Reihe von anderen Kriterien gibt, anhand derer Unterschiede zwischen den rivalisierenden Modellansätzen aufgezeigt werden können:

### Langfristige Wachstumsimplikationen:

Während Impulsantwortfolgen ein sinnvolles Instrument sind, um kurz- und mittelfristige dynamische Entwicklungen zu charakterisieren, darf nicht übersehen werden, daß RBC-Modelle explizite Wachstumsmodelle sind, die starke Postulate über die langfristige Entwicklung der Modellvariablen formulieren. Diese Postulate schlagen sich in Steady-State-Implikationen oder Kointegrationsbeziehungen nieder und können empirisch überprüft werden. Demgegenüber erhebt das makroökonomische Konjunkturmodell in der Regel allenfalls einen mittelfristigen Erklärungsanspruch. Es ist durchaus möglich, daß die in einem MÖK gewählten Spezifikationen in der langen Frist nicht balanciert sind und mit zunehmendem Analysehorizont zu unsinnigen Ergebnissen führen.

### Rationalität:

Das RBC-Modell unterstellt ein intertemporales Maximierungskalkül der ökonomischen Entscheidungsträger, während das MÖK im allgemeinen ad-hoc-Behavioristik modelliert. Dem entspricht die Tatsache, daß RBC-Modelle typischerweise rationale Erwartungsbildung annehmen, die konventionellen Makromodelle aber mit adaptiven oder nur schwach rationalen Erwartungen operieren. Es ist unklar, ob die strengen Rationalitätsanforderungen des RBC-Modells abgesehen von dem theoretischen Bedürfnis nach interner Konsistenz eine zweckorientierte Rechtfertigung besitzen. Die ad-hoc-Behavioristik der Makromodelle ist freilich ebenfalls in der Regel unmotiviert und der empirische Erfolg einzelner Spezifikationen schwierig abzuschätzen.

### Lucas-Kritik:

Das RBC-Modell ist in tiefen Parametern formuliert und daher, anders als das MÖK, immun gegenüber der Lucas-Kritik. Freilich ist deren empirische Relevanz umstritten<sup>41</sup>. Die Formulierung in tiefen Parametern impliziert starke Kreuzrestriktionen zwischen den Parametern verschiedener Gleichungen, so daß Änderungen wirtschafts-

---

41 Vgl. N.R. Ericsson and J.S. Irons, *The Lucas Critique in Practice: Theory Without Measurement*. In: K.D. Hoover (Ed.), *Macroeconomics: Developments, Tensions and Prospects*. Cambridge 1995.

politischer Maßnahmen in der Regel unmittelbare Auswirkungen auf die funktionalen Formen aller Variablen haben. Demgegenüber verfügt das MÖK zumeist nur über Nullrestriktionen, so daß eine Vielzahl von Variablen in ihren funktionalen Formen derartigen Änderungen gegenüber invariant erscheinen.

#### Wohlfahrtsanalysen:

Das RBC-Modell spezifiziert die Nutzenfunktion repräsentativer Agenten, so daß die Wohlfahrtsimplikationen wirtschaftspolitischer Maßnahmen zumindest im Prinzip leicht beziffert werden können. Derartige Aussagen sind im MÖK nicht möglich.

#### Identifizierbarkeit und Schätzung:

Die strukturellen Parameter des MÖK sind aufgrund der im wesentlichen linearen Struktur des Modells erheblich einfacher zu schätzen als die tiefen Parameter eines RBC-Modells. Darüber hinaus sind die Bedingungen für die Identifikation der Parameter des MÖK wohlbekannt, während dies für nichtlineare Systeme wie das RBC-Modell nicht gilt. Auf der anderen Seite kann ausgehend von der Identifiziertheit der VARMA-Parameter die Identifiziertheit der tiefen Parameter zumindest vermutet werden, wenn, was typischerweise der Fall zu sein scheint, die Zahl der letzteren erheblich geringer als die Zahl der ersteren ist. Überdies rückt der immense Fortschritt in der Rechnertechnologie auch aufwendige Schätzverfahren für Parameter nichtlinearer dynamischer Systeme in den Bereich des Möglichen. Behelfsweise können unbekannte Parameter oft kalibriert werden, wenn Schätzversuche nicht erfolgreich sind.

Zusammen mit den im Hauptteil des Beitrags dargestellten Überlegungen belegt diese (sicherlich noch nicht vollständige) Aufstellung von Unterschieden zwischen RBC-Modellen und traditionellen makroökonomischen Konjunkturmodellen m. E., daß eine Erweiterung der heute gängigen kleinen RBC-Modelle zu anwendungsorientierten Makromodellen ein interessantes und vielleicht auch vielversprechendes Forschungsgebiet darstellt. Dabei ist das Ausmaß der zu leistenden Forschungsarbeit sicherlich kaum zu überschätzen, und es ist unklar, ob bei späteren Bilanzierungen derartiger Anstrengungen nicht doch eine Überlegenheit der konventionellen Konjunkturmodelle konstatiert werden muß. Jedoch gibt der gegenwärtige Stand der makroökonomischen Forschung wohl kaum einen Anlaß, sich abzeichnende alternative Forschungsrichtungen ungeprüft zu verwerfen.



## **Internationale Perspektive: Zur Leistungsfähigkeit von Mehrländer-Modellen**

Von Roland Döhrn und Josef Schira

Die wirtschaftliche Entwicklung wird in Deutschland stärker als in anderen Ländern vergleichbarer Größe außenwirtschaftlich bestimmt. In den ökonometrischen Konjunkturmodellen für Deutschland spiegelt sich dies indes nicht unbedingt in einem besonders elaborierten internationalen Teil wider. In der Regel findet man vergleichsweise einfache Ansätze, so etwa Exportfunktionen, die neben Nachfragevariablen allenfalls Kennziffern der internationalen Preiswettbewerbsfähigkeit enthalten. Im RWI-Konjunkturmodell sind dies das reale Welthandelsvolumen und der Preisindex der Importe, im Bundesbank-Modell die (zusammengefaßte) Industrieproduktion in 17 Industrieländern und der Preisindex der Endnachfrage in diesen Ländern. Das Freiburger Modell bezieht hier neben dem Dollarkurs sogar nur eine mittelbar weltwirtschaftlich determinierte Größe als Nachfragevariable ein, nämlich den Auftragseingang aus dem Ausland. Einflüsse des Auslandes auf die monetäre Sphäre findet man im RWI-Konjunkturmodell nicht, im Freiburger Modell allein über den Dollarkurs, der jeweils in die Bestimmungsgleichung der Geldmenge und der Umlaufrendite eingeht. Unter den hier betrachteten deutschen ökonometrischen Konjunkturmodellen berücksichtigt allein das Bundesbank-Modell monetäre Interdependenzen in großem Umfang, in dem es sowohl einen internationalen Zusammenhang zwischen den lang- und kurzfristigen Zinssätzen als auch einen Einfluß des kurzfristigen Zinses im Ausland auf den Wechselkurs abbildet<sup>1</sup>. In keines der genannten Modelle gehen, um nur einige Beispiele zu nennen, Weltmarktpreise einzelner Güter (z.B. Rohölpreise), wirtschaftliche Entwicklungen bei wichtigen Handelspartnern oder Wechselkurszusammenhänge im Rahmen des EWS als erklärende Variablen ein.

Daß die Zahl der verwendeten weltwirtschaftlichen Variablen alles in allem recht bescheiden ist, hat natürlich Gründe. Zunächst hätte mit jeder zusätzlich berücksichtigten Determinante die Zahl der exogenen Variablen und damit die Bedingtheit der Modelle zugenommen. Selbst wenn die Modellbauer dies hätten in Kauf nehmen wollen, so wäre als weiteres Problem doch aufgetreten, daß die ausländischen Variablen weiter außerhalb des Erfahrungshorizonts deutscher Prognostiker liegen als die

---

1 Die Deutsche Bundesbank hat ihr ökonometrisches Modell inzwischen zu einem Mehrländer-Modell weiterentwickelt, das allerdings im vorliegenden Beitrag noch nicht berücksichtigt werden konnte. Vgl. dazu den Beitrag von Jahnke in diesem Band sowie Deutsche Bundesbank (Hrsg.), Makroökonomisches Mehr-Länder-Modell. (Sonderveröffentlichung der Deutschen Bundesbank.) Frankfurt a.M. 1996.

entsprechenden inländischen und daß mithin Vorgaben dieser Variablen auch weitaus schwerer zu machen sind<sup>2</sup>.

Beiden Einwänden kann man indes begegnen, wenn man seine Prognosen nicht mehr auf nationale ökonomische Modelle stützt, sondern auf sog. Mehrländer-Modelle. Einerseits könnten dann viele der weltwirtschaftlichen Daten endogen abgeleitet werden, so daß die Zahl exogener Variablen nicht notwendigerweise zunehmen müßte. Zum anderen bestünde dann auch nicht mehr die Notwendigkeit, die mehr oder weniger schwierig zu fassenden Vorgaben für das internationale Umfeld zu quantifizieren. Darüber hinaus löst die Verwendung eines Mehrländer-Modells ein weiteres Problem, das in den nationalen Modellen notwendigerweise vernachlässigt wird: Deutschland ist kein „kleines Land“ im Sinne der Außenhandelstheorie. Vielmehr hat es einen wesentlichen Einfluß auf die wirtschaftliche Entwicklung der Nachbarländer, sei es realwirtschaftlich durch ihre Einfuhren, sei es monetär aufgrund der Rolle der D-Mark als Ankerwährung des EWS. Wirtschaftliche Maßnahmen in Deutschland schlagen über die durch sie in den Partnerländern induzierten Veränderungen auf Deutschland zurück. Besonders deutlich wurde dieser Effekt im Zuge der deutschen Vereinigung. Diese hatte einerseits einen Importsog nach Deutschland zur Folge, der sich beispielsweise im (nominalen) BIP der Niederlande mit einem Wachstumsbeitrag von 1,2 vH-Punkten niederschlug<sup>3</sup>. Andererseits trieb jedoch die stabilitätsorientierte Geldpolitik der Bundesbank in diesen Jahren die Zinsen in allen EU-Ländern in die Höhe. Erfast werden solche Effekte in den nationalen ökonomischen Modellen nicht, während Mehrländer-Modelle dies berücksichtigen<sup>4</sup>.

Es gibt also eine Reihe von Gründen, die für den Einsatz von Mehrländer-Modellen in der ökonomischen Konjunkturprognose sprechen. Allerdings darf nicht übersehen werden, daß mit dem Übergang zu solchen Modellen auch Kosten finanzieller Art wie auch möglicherweise in Gestalt von Qualitätsverlusten verbunden sind: Da sie in der Regel erheblich größer sind als nationale Modelle, steigt z.B. der Aufwand bei der Pflege, und sie sind auch weniger leicht „beherrschbar“. Aufgrund der großen Zahl von Gleichungen ist weiterhin zu befürchten, daß der einzelnen Beziehung weniger Aufmerksamkeit geschenkt wird, ihre Spezifikation, die Stabilität der Parameter und ihre Simulationseigenschaften weniger sorgsam getestet werden.

Die vorliegende Arbeit fragt, inwieweit Mehrländer-Modelle einen Beitrag zur Verbesserung ökonomischer Konjunkturprognosen für Deutschland leisten können. Sie tut dies aus einer vorwiegend empirischen Perspektive, indem sie untersucht, inwieweit die bedeutendsten in der Literatur dokumentierten Modelle die oben formulierten Erwartungen hinsichtlich einer besseren Berücksichtigung internationaler Einflüsse auf die deutsche Konjunktur erfüllen.

- 
- 2 Vgl. U. Heilemann und A. Thiemer, Theorie und Empirie monetärer Teilmodelle – Überlegungen zu einer Erweiterung des RWI-Konjunkturmodells. „RWI-Mitteilungen“, Jg. 40 (1989), S. 115ff., hier S. 139.
  - 3 Vgl. Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.), „RWI-Konjunkturberichte“, Jg. 41 (1990), Heft 2, S. 7ff., hier S. 8.
  - 4 Vgl. G. Horn und R. Zwiener, Die deutsche Vereinigung – Stimulus für die Weltwirtschaft? Ein Rückblick mittels ökonomischer Simulationen. „Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung“, Jg. 64 (1995), S. 415ff.

Im einzelnen ist die Arbeit wie folgt aufgebaut: Im ersten Abschnitt werden einige theoretische Aspekte der Modellierung weltwirtschaftlicher Zusammenhänge in Mehrländer-Modellen dargestellt. Der zweite Abschnitt gibt einen Überblick über die in der Analyse verwendeten Modelle. Im dritten Abschnitt wird auf die Simulationseigenschaften der Modelle eingegangen und gefragt, ob sie einerseits die in den theoretischen Überlegungen dargestellten Reaktionsweisen widerspiegeln und ob sie andererseits Erwartungen hinsichtlich der Verbesserung der Prognoseleistung erfüllen können. Eine subjektive Bewertung von Kosten und Nutzen von Mehrländer-Modellen beschließt die Arbeit.

## 1. Theoretische Aspekte der modellmäßigen Behandlung weltwirtschaftlicher Zusammenhänge

In unserem Jahrhundert und vor allem in den Jahrzehnten seit dem 2. Weltkrieg ist eine anhaltende Veränderung der Weltwirtschaft zu beobachten. Die Verflechtungen zwischen den nationalen Wirtschaften nahmen mehr und mehr zu, der Austausch von Waren, Diensten und Kapital wuchs mit einer deutlich höheren Rate als die Gesamtwirtschaft. Dies führte zu immer stärkeren wechselseitigen Abhängigkeiten.

Es führte aber auch zu erheblichen Bemühungen der Ökonomen, diese Interdependenzen zu analysieren, um die Frage zu beantworten, wie wirtschaftspolitische Interventionen oder reale Schocks in einem Land auf die anderen Länder durchschlagen. Über lange Zeit standen die Glättung der Konjunkturzyklen und die Stabilisierung der Wirtschaftsentwicklung im Mittelpunkt des Interesses. Man versuchte, dies vor allem durch den Einsatz von Geld- und Fiskalpolitik zu erreichen. Um die dabei auftretenden internationalen Wechselwirkungen analysieren zu können, bediente man sich vorzugsweise Zwei-Länder-Modellen, wie sie seit Mundell<sup>5</sup> in großer Zahl angefertigt werden und die – zurückgehend auf die Arbeiten von Laursen/Metzler<sup>6</sup> und Harberger<sup>7</sup> – eine lange Tradition in der modernen ökonomischen Theorie haben.

### 1.1. Einkommens- und Beschäftigungswirkungen von Fiskal- und Geldpolitik

Die theoretische Analyse in einem solchen Zwei-Länder-Modell zeigt, daß z.B. eine expansive Staatsausgabenpolitik eines Landes nicht nur im Inland, sondern auch bei seinen Partnern durchaus expansive Wirkungen

$$(1a,b) \quad \frac{dY}{dG} > 0, \quad \frac{dY^*}{dG} > 0$$

auf Volkseinkommen und Beschäftigung erzeugen kann<sup>8</sup>. Dies gilt besonders dann, wenn eine genügend hohe Kapitalmobilität vorliegt, und zwar über die folgenden

5 Vgl. z.B. R. Mundell, *International Economics*. New York 1958.

6 Vgl. R. Laursen and L. Metzler, *Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment*. „*Review of Economics and Statistics*“, vol. 32 (1950), S. 281ff.

7 Vgl. A.C. Harberger, *Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade*. „*Journal of Political Economy*“, vol. 58 (1950), S. 47ff.

8 Ausländische Variablen werden im folgenden durch ein nachgestelltes \* gekennzeichnet.

wohlbekannten Effekte: Die Erhöhung der Staatsausgaben  $G$  vergrößert die Gesamtnachfrage und damit das heimische Sozialprodukt  $Y$ . Die Folge davon ist eine Erhöhung des heimischen Zinssatzes  $i$ .

Die erhöhte Zinsdifferenz zum Ausland  $i - i^*$  wiederum zieht Kapitalzuflüsse an und ergibt einen Netto-Kapitalzufluß  $K = K(i - i^*, \dots)$ . Bei flexiblen Wechselkursen ist dies mit einer entsprechenden Verschlechterung der Leistungsbilanz  $B = -K$  als Spiegelbild der Kapitalverkehrsbilanz und einer gleichzeitigen Verbesserung von  $B^*$  verbunden. Diese per Saldo erhöhte Nachfrage nach Exporten der Partner verbessert ceteris paribus deren Output  $Y^*$ , oder

$$(2) \quad G \uparrow \rightarrow Y \uparrow \rightarrow i \uparrow \rightarrow K \uparrow \rightarrow B \downarrow \quad B^* \uparrow \quad Y^* \uparrow.$$

Was die Geldpolitik angeht, so erhält man bei der Multiplikatoranalyse im grundlegenden Mundell-Fleming-Modell und in fast allen anderen eine unzweideutig entgegengesetzte Wirkung auf die Handelspartner

$$(3a,b) \quad \frac{dY}{dM} > 0, \quad \frac{dY^*}{dM} < 0,$$

was man über die folgende Wirkungskette veranschaulichen kann:

$$(4) \quad \begin{array}{ccccccc} & & M \uparrow & \rightarrow & i \downarrow & \rightarrow & Y \uparrow \\ i \downarrow & \rightarrow & K \downarrow & \rightarrow & B \uparrow & \rightarrow & B^* \downarrow & \rightarrow & Y^* \downarrow. \end{array}$$

Eine Geldmengenerhöhung senkt das inländische Zinsniveau und erhöht dadurch über die Investitionsnachfrage zunächst den heimischen Output  $Y$ . Jedoch bewirkt die Zinssenkung einen Kapitalabfluß und bei flexiblen Wechselkursen eine gleichzeitige Verbesserung des inländischen Leistungsbilanzsaldos  $B$  und entsprechende Verschlechterung von  $B^*$ , so daß der ausländische Output zurückgeht. Die Folge sind negative Beschäftigungswirkungen im Ausland.

### 1.2. Wirkungen auf die Wechselkurse

Führt nun die Staatsausgabenerhöhung zu einer Aufwertung oder zu einer Abwertung der heimischen Währung? Das wird sich auf den Devisenmärkten entscheiden. Dort treten gleichzeitig zwei gegenläufige Tendenzen auf: Einerseits stärkt die erhöhte inländische ökonomische Aktivität bzw. Gesamtnachfrage  $Y$  die Nachfrage nach Importen  $Im = Im(Y, \dots)$ . Um diese zu bezahlen, muß vermehrt Auslandswährung gekauft werden, so daß die eigene Währung zur Abwertung tendiert bzw. der Wechselkurs  $E$ , definiert als Preis der heimischen Währung in fremder Währung, sinken sollte

$$(5) \quad Y \uparrow \rightarrow Im \uparrow \rightarrow E \downarrow.$$

Zwar nehmen die Importe der Partner  $Im^* = Im^*(Y^*, \dots)$  wegen (2) auch zu, aber weniger als die des Inlandes, denn der Leistungsbilanzsaldo  $B$  insgesamt erhöht sich

wie in (4) ausgeführt. Allerdings verstärkt die Zinsdifferenz die Nachfrage nach heimischer Währung und wirkt somit in Richtung Aufwertung

$$(6) \quad Y \uparrow \rightarrow i \uparrow \rightarrow K \uparrow \rightarrow E \uparrow.$$

Welche der beiden Wirkungen am Ende überwiegt, ob es also im Zuge einer expansiven Staatsausgabenpolitik zu einer Abwertung oder einer Aufwertung kommt, ist eine empirische Frage. Unter modernen Bedingungen wird eine hohe Kapitalmobilität und damit die Aufwertung als Folge der expansiven Haushaltspolitik in der Realität der häufigere Fall sein. Denn bereits geringe Zinsdifferenzen rufen große Kapitalströme hervor und dadurch eine größere Aufwertung. Also sollte gelten

$$(7) \quad \frac{dE}{dG} > 0.$$

Bei fehlender oder geringer Kapitalmobilität aber wird die Zinsdifferenz nicht viel ausrichten und (6) in seiner Bedeutung zurücktreten, so daß insgesamt eine Abwertung die Folge sein könnte. Genauer analysiert kommt es zu einer Aufwertung, genau dann, wenn im IS-LM-Diagramm die LM-Kurve steiler ist als die Kurve des Zahlungsbilanzgleichgewichts.

Was den Effekt einer expansiven Geldpolitik auf die Währung angeht, so ist dieser hier eindeutig: Sowohl die Importeure fragen einkommensbedingt vermehrt ausländische Währung nach

$$(5) \quad Y \uparrow \rightarrow Im \uparrow \rightarrow E \downarrow$$

als auch die Kapitalexporteure zinsbedingt

$$(8) \quad M \uparrow \rightarrow i \downarrow \rightarrow K \downarrow \rightarrow E \downarrow.$$

Die heimische Währung wird nun in jedem Falle abgewertet

$$(9) \quad \frac{dE}{dM} < 0,$$

und zwar um so mehr, je höher die Kapitalmobilität ist. Beide Partialwirkungen gehen also in dieselbe Richtung und führen zu erhöhter Nachfrage nach ausländischen Devisen, die nur durch eine entsprechende Abwertung im Gleichgewicht gehalten werden kann. Die durch die Abwertung trotz des Einkommenseffektes  $Y \uparrow$  erzielte Verbesserung der Leistungsbilanz, d.h. Verschlechterung der Leistungsbilanz der Partner  $B^*$ , verringert deren Output unzweideutig. Als empirischer Beleg für dieses Ergebnis mag die kontraktive Geldpolitik der amerikanischen Notenbank zu Beginn der achtziger Jahre angeführt werden, die expansiv auf die Wirtschaftstätigkeit Europas wirkte. Die daran anschließende expansive Haushaltspolitik der Vereinigten Staaten wertete den Dollar stark auf und förderte zusätzlich den europäischen Konjunkturaufschwung.

### 1.3. Umkehrung der Übertragungseffekte

Wie bereits erwähnt, wird man im allgemeinen derzeit davon ausgehen können, daß die Kapitalmobilität hinreichend hoch ist, so daß eine Aufwertung als Reaktion auf eine expansive Fiskalpolitik zu erwarten ist. Theoretisch ist aber auch der umgekehrte Fall, also die Folgen einer zu geringen Kapitalmobilität, von Interesse. Eine Abwertung der heimischen Währung würde bei zunächst unveränderten Preisniveaus  $P$  und  $P^*$  für inländische und ausländische Güter eine Verbesserung der Terms of Trade

$$(10) \quad \text{ToT}^* = P^*/PE$$

der Partner bedeuten und deren Nachfrage (Absorption)

$$(11) \quad A^* = A^*(Y^*, i^*, \dots, \text{ToT}^*),$$

$$(12) \quad \text{wobei } \partial A^*/\partial \text{ToT}^* < 0$$

so weit verringern (Laursen-Metzler-Effekt)

$$(13) \quad E \downarrow \rightarrow \text{ToT}^* \uparrow \rightarrow A^* \downarrow \rightarrow Y^* \downarrow,$$

daß die expansive Wirkung auf deren Output via Leistungsbilanz (2) am Ende kleiner ausfallen oder sich sogar ins Gegenteil verkehren könnte. Unter diesen Voraussetzungen könnte das ausländische Sozialprodukt als Reaktion auf eine Staatsausgabenerhöhung im Inland auch sinken, es könnte also anders als in (1b) unterstellt gelten

$$(14) \quad \frac{dY^*}{dG} < 0.$$

Dies ist ein Beispiel für die Nichteindeutigkeiten, wie sie in der Multiplikatoranalyse vieler theoretischer Modelle vorkommen. Im Falle expansiver Geldpolitik ändert sich durch die Berücksichtigung dieses Effekts natürlich nichts am Vorzeichen, da damit ohnehin eine Abwertung und kontraktive Wirkung auf den Output  $Y^*$  einhergeht.

Aber nicht nur der bekannte Laursen-Metzler-Effekt kann die Standardvorstellung (1b) und (3b) der Übertragung der Wirkungen von Geld- und Fiskalpolitik oder realen Schocks auf die Partner in Frage stellen oder umkehren. In der Literatur ist eine Reihe von weiteren Effekten abgehandelt worden, die dies bewirken können.

Kehren wir wieder zum Normalfall (7) einer Aufwertung als Begleiterscheinung einer expansiven Fiskalpolitik zurück. Wenn die aggregierten Preisniveaus

$$(15) \quad \text{CPI} = \alpha P + (1-\alpha) P^*/E$$

$$\text{CPI}^* = \alpha^* P^* + (1-\alpha^*) PE,$$

mit  $0 < \alpha, \alpha^* < 1$ , als gewichtetes arithmetisches Mittel der beiden Preisniveaus  $P$  und  $P^*$  für Inlands- bzw. Auslandsgüter in die Geldnachfragefunktionen eingehen, ergibt

sich durch die Aufwertung ein im Inland positiver und bei den Partnern negativer Realkasseneffekt, der dort das Standardergebnis (1b) schwächen oder gar umkehren kann. Expansive Geldpolitik hingegen vermindert durch die mit ihr einhergehende Abwertung die inländische reale Geldmenge  $M/CPI$ , erhöht die ausländische  $M^*/CPI^*$ , wodurch auch die Übertragung (3b) auf die Partner umgekehrt werden kann. In dieselbe Richtung würden Vermögenseffekte wirken, sofern man davon ausgeht, daß Ausgabenentscheidungen von den (realen) Vermögen mit beeinflußt werden.

Läßt man außerdem die keynesianische Vorstellung eines kurzfristig vollkommen elastischen Angebots etwas zurücktreten, so wird eine durch Staatsausgaben oder Geldmengenpolitik erhöhte Gesamtnachfrage auch die Preisentwicklung beeinflussen und zwar um so mehr, je unelastischer das Angebot reagiert. Die Ausbringungen  $Y$  und  $Y^*$  werden sich als Folge expansiver Politik real weniger erhöhen. Auf lange Sicht sollten die Preiseffekte auch groß genug sein, um jede Wirkung auf die realen Gleichgewichtsvolkseinkommen zu eliminieren. Doch auch auf die kürzere Sicht ist die Angebotsseite zu berücksichtigen, wenn Produktionskosten sich stärker ändern als die Produktivität. Zu den Produktionskosten gehören in diesem Kontext natürlich die Preise importierter Vorleistungen oder Rohstoffe, wie etwa Erdöl, die den Wechselkursänderungen ohne zeitliche Verzögerung folgen. Eine Aufwertung als Folge einer Staatsausgabenerhöhung läßt *ceteris paribus* die Produktionskosten bei den Partnern steigen und das gesamtwirtschaftliche Angebots zurückgehen, wodurch sich die diskutierten Standardwirkungen (1b) und (3b) bei den Partnern wiederum nur abgeschwächt einstellen würden oder gar ins Gegenteil verkehrt werden können.

Abschließend soll noch kurz auf den Fall fester Wechselkurse bei vollkommener Kapitalmobilität eingegangen werden. Auf den ersten Blick scheint dieses Szenario veraltet und an die Bretton-Woods-Ära zu erinnern. Jedoch ist dies genau der Fall der Europäischen Währungsunion nach Einführung des Euro. Nationale Geldpolitik steht dann zwar nicht mehr zur Verfügung, Geldmengenerhöhungen senken den Zinssatz unionsweit. Läßt man aber weiterhin nationale Fiskalpolitik zu – und niemand scheint sie ausdrücklich verbieten zu wollen –, stehen zwar keine Auf- oder Abwertungen zu erwarten, jedoch führt eine Erhöhung der Staatsausgaben zu einem Crowding-out bei den Partnern

$$(16a,b) \quad \frac{dY}{dG} > 0, \quad \frac{dY^*}{dG} < 0.$$

Denn die Outputerhöhung tritt überwiegend im Inland auf, da vor allem dort die Nachfrageerhöhung ihre Wirkung entfaltet. Die damit verbundene Zinserhöhung gilt überall, wirkt aber nur bei den Partnern kontraktiv<sup>9</sup>.

## 2. Aufbau und Struktur von Mehrländer-Modellen

Gegenwärtig wird eine ganz Reihe von Mehrländer-Modellen für Prognose- oder Simulationszwecke mehr oder weniger regelmäßig eingesetzt. Während anfänglich

---

<sup>9</sup> Vgl. J. Schira, Asset Market Equilibrium and Dynamic Adjustment in Two-Country-Models. Paper presented at the European Meeting of the Econometric Society, Amsterdam 1981.

internationale Organisationen und Forscher aus dem universitären Bereich führend bei der Entwicklung solcher Modelle waren, findet man inzwischen auch vermehrt kommerzielle Anbieter, die interessierten Nutzern ihre Modelle einschließlich laufender Aktualisierungen offerieren. Entsprechend den großen Unterschieden im Forschungsinteresse wie auch im Adressatenkreis unterscheiden sich die einzelnen Modelle hinsichtlich Methode, Größe, Art der Modellierung der weltwirtschaftlichen Zusammenhänge, Handling und Kosten ganz erheblich.

Mit Blick auf die verwendete Methode findet man zwar überwiegend ökonometrische Modelle. Jedoch haben auch rechenbare Gleichgewichtsmodelle eine gewisse Tradition, mit dem McKibbin-Sachs-Modell als prominentem Vertreter<sup>10</sup>. Andere Ansätze, z.B. vektorautoregressive Modelle, blieben die Ausnahme.

Die Größe der Modelle insgesamt und damit auch der jeweiligen nationalen Teilm Modelle fällt recht unterschiedlich aus. Häufig werden einige Länder, z.B. die G7-Länder, detailliert im Modell abgebildet, während die anderen vereinfacht oder gar nur zu Gruppen zusammengefaßt behandelt werden. Die Unterschiede hinsichtlich der Größe der nationalen Teilm Modelle sind beträchtlich. Das für den IMF entwickelte MULTIMOD-Modell kommt, zumindest in der zuletzt publizierten Fassung, mit nur 53 Gleichungen je G7-Land, darunter lediglich 10 Verhaltensgleichungen, aus<sup>11</sup>. Unter den kommerziell angebotenen Modellen kann man das MCM-Modell mit nur 13 Verhaltensgleichungen je Land ebenfalls als klein bezeichnen, es berücksichtigt auf der anderen Seite aber 37 Länder explizit und 12 weitere zumindest bei der Abbildung der Handelsverflechtungen. Als anderes Extrem ist das INTERLINK-Modell der OECD mit mehr als 4 000 Gleichungen zu erwähnen. Das jeweilige nationale Teilmodell für die G7-Länder umfaßt darin etwa 240 Gleichungen, davon bis zu 100 Verhaltensgleichungen, und selbst die Teilm Modelle für die übrigen OECD-Länder bestehen aus durchschnittlich etwa 160 Gleichungen, davon etwa 50 Verhaltensgleichungen<sup>12</sup>. Damit entspricht die Größe des Deutschland-Teils des INTERLINK-Modells etwa der des nationalen Konjunkturmodells der Deutschen Bundesbank. Einen gänzlich abweichenden Ansatz verfolgt der Modellverbund des Project LINK, in dem dort 27 von Institutionen der jeweiligen Länder eigenständig entwickelte nationale Modelle für Industriestaaten und weitere Länder- bzw. Regionalmodelle für zahlreiche Entwicklungsländer mittels Handelsverflechtungsmodellen gekoppelt werden<sup>13</sup>. Die übrigen Modelle bewegen sich hinsichtlich ihrer Größe zwischen diesen Extremwerten. Im älteren QUEST-I-Modell der Europäischen Union haben die einzelnen Ländermodelle mit rund 120 Gleichungen, davon knappe ein Drittel Verhaltensgleichungen, etwa die gleiche Größe wie das RWI-Konjunkturmodell (127; 41) oder das Freiburger Modell

---

10 Vgl. W. McKibbin and J.D. Sachs, *Global Linkages: Macroeconomic Interdependence and Cooperation in the World Economy*. Washington, D.C., 1991.

11 Vgl. P. Masson, S. Symansky and G. Meredith, *MULTIMOD Mark II: A Revised and Extended Model*. (IMF Occasional Papers, no. 71.) Washington, D.C., 1990.

12 Vgl. P. Richardson [I], *The Structure and Simulation Properties of OECD's INTERLINK Model*. (OECD Economic Studies, no. 10.) Paris 1988, S. 57ff., hier S. 62.

13 Insgesamt bestand des LINK-Modell Mitte der achtziger Jahre aus 79 Teilm Modellen. Vgl. P. Pauly and C. Petersen, *Exchange Rate Responses in the LINK System*. „European Economic Review“ vol. 30 (1986), S. 149ff, hier S. 150.



(109; 63)<sup>14</sup>; das jüngere QUEST-II-Modell ist allerdings kleiner<sup>15</sup>. Das National Institute Global Econometric Model des englischen National Institute for Economic and Social Research (NIESR), um ein weiteres Beispiel zu geben, weist für jedes G7-Land etwa 80 Gleichungen auf<sup>16</sup>.

Die unterschiedliche Größe ist bereits Hinweis darauf, daß auch die Abbildung weltwirtschaftlicher Zusammenhänge auf sehr verschiedene Art und Weise erfolgt. Allen Modellen gemeinsam ist ein Teilmodell, das den internationalen Warenaustausch abbildet. Dabei stehen die Modellbauer vor dem Problem, daß Welteinfuhr und Weltausfuhr formal übereinstimmen müssen. Gelöst wird dieses Problem überwiegend so, daß zunächst die Einfuhr der betrachteten Länder über eine Schätzgleichung aus der inländischen Absorption und Variablen wie Terms of Trade oder Kapazitätsauslastung bestimmt wird, um sodann daraus über Marktanteilsgleichungen abzuleiten, in welchem Umfang die einzelnen Exportländer zur Deckung der Importnachfrage beitragen. Verschiedentlich findet man indes auch eine andere Vorgehensweise, z.B. im MULTIMOD-Modell, wo Importe und Exporte separat geschätzt werden und anschließend eine Abstimmung zwischen beiden Größen durch einen Skalierungsfaktor erfolgt. Alles in allem bestehen indes bei der Behandlung des internationalen Waren- und Dienstleistungsverkehrs keine prinzipiellen Diskrepanzen<sup>17</sup>.

Ausgeprägte Unterschiede findet man aber bei der Behandlung internationaler monetärer Zusammenhänge. Das QUEST-Modell verzichtet beispielsweise in seiner Fassung von 1990 gänzlich auf die Verwendung von Zinsgleichungen, „da sie überholt sind“<sup>18</sup>. Früher verwendete Schätzgleichungen gingen von einem internationalen Zinszusammenhang bei den kurzfristigen Zinsen aus. Auch das MULTIMOD-Modell besitzt keinen ausgefeilten monetären Teil. Es berücksichtigt immerhin einen stärkeren Zinsverbund im EWS, indem es den kurzfristigen Zins als Instrument betrachtet, um exogen vorgegebene Wechselkursziele gegenüber der D-Mark zu erreichen<sup>19</sup>. Eine solche Politik wurde freilich nur zeitweise betrieben, nämlich etwa von Anfang 1987 bis zum September 1992, als gemäß der Vereinbarung von Basel und Nyborg das „Zinsinstrument“ zur Erreichung von Wechselkurszielen eingesetzt wurde – eine Vereinbarung, die angesichts der Krise im EWS im September 1992 obsolet wurde. Angesichts solcher Wechsel in den Zielsetzungen der Notenbanken – der Plaza- und der Louvre-Accords sind weitere Beispiele für das zeitweise Verfolgen von Wechselkurszielen – dürfen die Schwierigkeiten freilich nicht verwundern, die auf Vergangenheitserfahrungen beruhende ökonomische Modelle bei der Abbildung internationaler Zinszusammenhänge und des Einflusses der Zinsen auf den Wechselkurs haben.

---

14 Vgl. Kommission der Europäischen Gemeinschaften (Hrsg.), QUEST – Ein makroökonomisches Modell der Länder der Europäischen Gemeinschaft als Teil der Weltwirtschaft. (Europäische Wirtschaft, Nr. 47.) Brüssel 1991.

15 Vgl. dazu den Beitrag von Kröger in diesem Band.

16 Vgl. NIESR (Ed.), The National Institute World Model. London 1993.

17 Eine Ausnahme stellt hier das MX3-Modell dar, das die Exporte durch Verhaltensgleichungen bestimmt und daraus die Importe der Partnerländer mittels Anteilsgleichungen ableitet. Vgl. J. Gagnon and R. Tryon, Stochastic Behavior of the World Economy under Alternative Policy Regimes. In: R. Bryant u.a. (Eds.) [I], Evaluating Policy Regimes. Washington, D.C., 1993, S. 494ff.

18 Kommission der Europäischen Gemeinschaften (Hrsg.), S. 231.

19 Vgl. P. Masson, S. Symansky and G. Meredith, S. 12.

Leichter tut sich da das McKibbin-Sachs-Modell, das als rechenbares Gleichgewichtsmodell theoretische Vorstellungen in sehr viel reinerer Form umsetzen kann. In der Version auf Basis von Daten für das Jahr 1986 wird z.B. davon ausgegangen, daß Zinsdifferenzen zwischen den einzelnen Ländern allein Ausdruck der Erwartung von Wechselkursänderungen sind<sup>20</sup>.

Insofern ist verständlich, daß kaum eines der Modelle über ein standardmäßig integriertes monetäres Teilmodell verfügt, sondern daß sie zumeist alternative Politikkonstellation formulieren und entsprechende Simulationen durchführen. Dabei können Geldmenge, Zinsen oder Wechselkurse wahlweise als Ziel oder als Instrument verstanden werden, woraus naturgemäß sehr unterschiedliche internationale Übertragungen monetärer Impulse resultieren<sup>21</sup>. Dies bietet zwar vielfältige Möglichkeiten für Simulationsrechnungen. Für den Einsatz in der Konjunkturprognose bedeutet dieses Vorgehen allerdings, daß man entweder bereit ist, ein Spektrum unterschiedlicher Simulationen als Ergebnis der Modellprognose zu akzeptieren, oder man benötigt als Vorgabe neben den üblichen exogenen Variablen und möglichen Add-Variablen auch eine Prognose der voraussichtlich verfolgten Geld- und Währungspolitik<sup>22</sup>.

### 3. Zu den Simulationsleistungen von Mehrländer-Modellen

Für den Nutzer von Mehrländer-Modellen stellt sich naturgemäß die wichtige Frage, wie weit seine Simulationen wahrscheinliche wirtschaftliche Entwicklungen widerspiegeln oder ob sie nur „konstruktionsbedingte“ Eigenschaften des von ihm gewählten Modells darstellen. Dies gilt freilich auch für nationale ökonometrische Modelle<sup>23</sup>. Jedoch erscheint es plausibel, daß mit der Größe des Modells die Zahl möglicher Quellen solcher konstruktionsbedingter Unterschiede zunimmt und damit auch deren Einfluß auf die Simulationseigenschaften.

Vergleiche von Simulationen unterschiedlicher Modelle sind aber generell schwierig<sup>24</sup>. Sie setzen letztlich voraus, daß man in der Lage ist, verschiedene Modelle unter sonst gleichen Bedingungen zu lösen. Dies stößt bereits deshalb an Grenzen, weil Modelle auf unterschiedliche exogene Variablen zurückgreifen, Vorgaben für einen Modellvergleich also erst in Variablen des Modells „übersetzt“ werden müssen. Auch die Annahmen zur Geld- und Währungspolitik, die wie oben dargestellt gerade ein wesentliches Merkmal von Mehrländer-Modellen bilden, unterscheiden sich zwischen ihnen erheblich, und nicht immer lassen sich Politiken in alle Modelle gleichermaßen

---

20 Vgl. W. McKibbin and J.D. Sachs, S. 55.

21 So etwa die Vorgehensweise des NIGEM-Modells. Vgl. NIESR (Ed.).

22 Die nachstehenden Ausführungen stützen sich allein auf veröffentlichte Simulationen mit verschiedenen Mehrländer-Modellen. Daher soll auf Fragen der Handhabung der Modelle hier generell nicht eingegangen werden.

23 Vgl. dazu die vergleichende Darstellung verschiedener britischer Modelle bei K. Wallis [I], Der Vergleich makroökonomischer Modelle – Erfahrungen des ESRC Macroeconomic Modelling Bureau der Universität Warwick. „RWI-Mitteilungen“, Jg. 45 (1994), S. 303ff.

24 Zu den Problemen vgl. auch K. Wallis [II], Empirical Models and Macroeconomic Policy Analysis. In: R. Bryant u.a. (Eds.) [II], Empirical Macroeconomics for Interdependent Economies. Washington, D.C., 1988, S. 225ff., sowie K. Wallis [I], S. 304ff., und die dort angegebene Literatur.

implementieren. Die Erfahrungen aus den bei der Brookings Institution durchgeführten Vergleichen von Mehrländer-Modellen, auf die sich die folgenden Ausführungen im wesentlichen stützen<sup>25</sup>, zeigen jedenfalls, daß es mit zahlreichen Problemen verbunden ist, standardisierte Annahmen zur Geldpolitik in verschiedenen Modellen umzusetzen<sup>26</sup>. Insofern bleibt natürlich ein Rest an Unsicherheit, ob die im folgenden dargestellten Unterschiede Ausdruck der Modellkonstruktion sind oder ob nicht auch methodische Unterschiede bestehen.

### 3.1. Zur Wirkung der Übertragungsmechanismen

Welche Informationen geben nun ökonometrische Mehrländer-Modelle bezüglich der internationalen Transmission von Effekten, die von diskretionärer Wirtschaftspolitik oder von realen Schocks ausgehen? Frankel hat in einer vergleichenden Simulationsstudie im Rahmen des Modellvergleichs von Bryant u.a. untersucht, welche Interdependenzen und Übertragungseffekte die dort betrachteten Mehrländer-Modelle zeigen<sup>27</sup>.

Dazu wird zunächst gefragt, inwieweit sich anhand der Modelle die eingangs skizzierten theoretischen Übertragungsmechanismen nachvollziehen lassen. Dies geschieht zum einen am Beispiel einer Simulation, in der die Wirkungen einer Staatsausgabenerhöhung einer Region, nämlich der Vereinigten Staaten, auf die entscheidenden Variablen der anderen Region (Rest der OECD) berechnet wurden, unter Konstanzhaltung aller übrigen exogenen Variablen<sup>28</sup>. Als zweites Beispiel wurde eine Simulation der Wirkungen einer Geldmengenerhöhung in den Vereinigten Staaten gewählt. In einer zusätzlichen Rechnung wurde jeweils auch der Ursprung des fiskalischen oder monetären Impulses in die restlichen OECD-Länder verlegt und die Reaktion auf die Vereinigten Staaten simuliert. Um kurzfristige Anpassungs- und Overshootingeffekte möglichst auszuschalten, werden im folgenden die Effekte der jeweiligen Politiken für das zweite Jahr nach den Maßnahmen betrachtet. Es wird damit also eine Momentaufnahme geliefert, die über das dynamische Verhalten der Modelle keine Auskunft gibt.

#### 3.1.1. Fiskalpolitik

Man sieht auf den ersten Blick, daß alle untersuchten Modelle in der Simulation einen positiven Effekt  $dY/dG$  haben, wenn auch die Größenordnungen stark variieren (vgl. Tabelle 1). Den größten Staatsausgabenmultiplikator zeigt mit 2,1 das DRI-Modell, den kleinsten unter den Strukturmodellen zeigen LIVERPOOL und TAYLOR mit 0,6

---

25 Vgl. R. Bryant u.a. (Eds.) [II] sowie R. Bryant u.a. (Eds.) [I].

26 Bei Bryant, Hooper und Mann heißt es dazu z.B.: „Efforts to achieve standardization in policy regimes across the models were only partially successful“; R. Bryant, P. Hooper and C. Mann, Design and Implementation of Empirical Simulations. In: R. Bryant u.a. (Eds.) [I], S. 219ff., hier S. 235.

27 Vgl. J.A. Frankel, Ambiguous Policy Multipliers in Theory and in Empirical Models. In: R. Bryant u.a. (Eds.) [II], S. 17ff.

28 Frankel geht offenbar von einer symmetrischen Reaktion der Modelle auf Ausgabenerhöhungen bzw. -senkungen aus. Gerechnet wurden die Simulationen mit einer Staatsausgabensenkung, und Frankel kehrte für seine Darstellung alle Vorzeichen um. Vgl. J.A. Frankel, S. 21.

Tabelle 1

<b>Auswirkungen einer Erhöhung der Staatsausgaben um 1 vH des BSP</b>									
Abweichung von der Basissimulation in vH <sup>1</sup>									
Modell <sup>2</sup>	In der Region der Störung					In der anderen Region			
	Produktion	Verbraucherpreise	kurzfristiger Zins	Wechselkurs	Leistungsbilanzsaldo	Leistungsbilanzsaldo	kurzfristiger Zins	Verbraucherpreise	Produktion
<b>Erhöhung des Staatsverbrauchs in den Vereinigten Staaten</b>									
DRI	2,1	0,4	1,6	3,2	-22,0	0,8	0,4	0,3	0,7
EEC	1,2	0,6	1,5	0,6	-11,6	6,6	0,3	0,2	0,3
EPA	1,7	0,9	2,2	1,9	-20,5	9,3	0,5	0,3	0,9
LINK	1,2	0,5	0,2	-0,1	-6,4	1,0	n.a.	0,0	0,1
LIVERPOOL	0,6	0,2	0,4	1,0	-7,0	3,4	0,1	0,6	0,0
MCM	1,8	0,4	1,7	2,8	-16,5	8,9	0,4	0,4	0,7
MINIMOD	1,0	0,3	1,1	1,0	-8,5	5,5	0,2	0,1	0,3
MSG	0,9	-0,1	0,9	3,2	-21,6	22,7	1,0	0,5	0,3
OECD	1,1	0,6	1,7	0,4	-14,2	11,4	0,7	0,3	0,4
TAYLOR	0,6	0,5	0,3	4,0	n.a.	n.a.	0,2	0,4	0,4
VAR	0,4	-0,9	0,1	1,2	-0,5	-0,2	0,0	0,0	0,0
WHARTON	1,4	0,3	1,1	-2,1	-15,4	5,3	0,6	-0,1	0,2
<b>Erhöhung des Staatsverbrauchs in den übrigen OECD-Ländern</b>									
DRI	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
EEC	1,3	0,8	0,4	-0,6	-9,3	3,0	0,0	0,1	0,2
EPA	2,3	0,7	0,3	-0,7	-13,1	4,7	0,6	0,3	0,3
LINK	1,2	0,1	n.a.	-0,1	-6,1	6,3	0,0	0,0	0,2
LIVERPOOL	0,3	0,8	0,0	3,3	-17,2	11,6	0,8	3,1	-0,5
MCM	1,4	0,3	0,6	0,3	-7,2	7,9	0,5	0,2	0,5
MINIMOD	1,6	0,2	0,9	0,6	-2,2	3,2	0,3	0,2	0,1
MSG	1,1	0,1	1,4	2,9	-5,3	10,5	1,3	0,6	0,4
OECD	1,5	0,7	1,9	0,9	-6,9	3,3	0,3	0,2	0,1
TAYLOR	1,6	1,2	0,6	2,7	n.a.	n.a.	0,4	0,9	0,6
VAR	0,5	-0,3	-0,2	-2,4	1,7	-2,6	0,2	-0,1	0,3
WHARTON	3,2	-0,8	0,8	-2,4	-5,5	4,7	0,1	0,0	0,0
<p>Nach Angaben in J. A. Frankel. – <sup>1</sup>Außer bei Zinsen (vH-Punkte) und Leistungsbilanz (Mrd. \$).  – <sup>2</sup>DRI: International Model entwickelt von Data Resources, Inc.; EEC: COMPACT-Modell der EG-Kommission; EPA: World Econometric Model der japanischen Economic Planning Agency; LINK: Project LINK Weltmodell; LIVERPOOL: Modell P. Minford u.a. an der University of Liverpool; MCM: Mehrländer-Modell des U.S. Federal Reserve Board; MINIMOD: Mehrländer-Modell des IMF; MSG: McKibbin-Sachs Global Model; OECD: INTERLINK-Modell der OECD; TAYLOR: Mehrländer-Modell entwickelt von John Taylor u.a. an der Stanford University; VAR: World Vector Autoregression Modell von C. Sims und R. Litterman an der University of Minnesota; WHARTON: World Model der Wharton Econometric Forecasting Associates.</p>									

und unterscheiden sich damit immerhin um den Faktor 3,5. Weiterhin sieht man, daß fast alle Modelle auch eine positive Übertragung der Fiskalpolitik auf den Rest der Welt  $dY^*/dG$  hervorbringen, wenn auch diese Multiplikatoren stets kleiner als Eins und zuweilen sehr klein sind oder ganz verschwinden. In allen Fällen scheint der Mechanismus der Übertragung auch der Theorie entsprechend gemäß (2) über die Leistungsbilanz zu laufen, wenn auch das Ausmaß der Leistungsbilanzverbesserung  $B^*$  der Partnerländer sehr stark variiert und zur Größe des Multiplikators in keiner erkennbaren Beziehung steht. Das mag daran liegen, daß jeweils verschiedene andere abschwächende oder verstärkende Effekte im Modell zum Zuge kommen.

Der einzige Fall einer deutlichen negativen Übertragung zeigt sich, wenn in der Simulation die Staatsausgabenerhöhung von dem Rest der OECD-Länder ausgeht, im LIVERPOOL-Modell, das sich damit nicht nur an dieser Stelle als „Exot“ unter den Modellen erweist<sup>29</sup>. Jedoch ist klar, daß dieser negative Effekt wohl nicht als Laursen-Metzler-Effekt interpretiert werden kann, da damit keine Abwertung einhergeht und auch die Terms of Trade

$$TOT^* = P^*/PE = 1,031/(1,008 \cdot 1,033) = 0,99$$

der fremden Region (hier: Vereinigte Staaten) sich nicht verbessern, sondern um ca. 1 vH verschlechtern. Vielmehr läßt – entsprechend den Ausführungen in Abschnitt 1.3. – der hier mit 3,1 vH-Punkte sehr starke Anstieg des Preisniveaus auf einen negativen Realkasseneffekt schließen, der die Gesamtnachfrage vermindert, während gleichzeitig die starke Abwertung von 3,3 vH über eine Erhöhung der Kosten für importierte Vorleistungen angebotsseitig kontraktiv wirken mag. Es fällt jedoch auf, daß sich in dieser Simulation die Zinsdifferenz gegenüber den Vereinigten Staaten um –0,8 Prozentpunkte und damit sehr deutlich verändert und – verglichen mit den theoretischen Erwägungen gemäß (2) – das falsche Vorzeichen hat.

Die Leistungsbilanz der fremden Region reagiert in allen Modellen mit einer Verbesserung, lediglich das vektorautoregressive Modell VAR zeigt (wie auch sonst) Anomalien.

In den meisten, aber nicht allen Fällen resultiert auch eine Aufwertung gemäß (7). Ausnahmen machen konsequent in beiden Simulationsrichtungen die Modelle LINK und WHARTON, das letztere sogar deutlich, anscheinend als Folge der modellierten geringen Kapitalmobilität. Geht der expansive Fiskalimpuls vom Rest der OECD aus, zeigen dort auch die Modelle EEC und EPA eine Abwertung, das letztere die „falsche“ Zinsdifferenzänderung.

Ansonsten folgen die Zinsdifferenzen meistens der Theorie. Insgesamt ist allerdings zu bemerken, daß die Simulationen bei einer Erhöhung des Staatsverbrauchs in den

---

29 Auch frühere Modellvergleiche belegen die von anderen Modellen abweichenden Reaktionsweisen des LIVERPOOL-Modells. Vgl. dazu U. Heilemann, „Mehr Licht“ – zu einer Veröffentlichung des „Macro Economic Modelling Bureau“. „Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften“, Jg. 108 (1988), S. 627ff.

übrigen OECD-Ländern doch deutlich inkonsistenter sind. Das liegt sicher an der komplexeren Struktur dieser Simulationen, da hier die Staatsausgabenerhöhung in den im jeweiligen Modell enthaltenen Ländern proportional zu ihrem GNP vorzunehmen war.

### 3.1.2. Geldpolitik

Es verwundert eigentlich, daß die einzelnen Modelle in der Simulation der Geldpolitik doch recht uneins darüber sind, was die Übertragung des Impulses auf das Ausland angeht. Erfreulich ist einerseits, daß alle Modelle – bis auf WHARTON in der Simulation für den Rest der OECD – eine Abwertung gemäß (9) als Folge der expansiven Geldpolitik zeigen, überraschend ist andererseits, daß sich das Ausmaß der Abwertung drastisch unterscheidet und zwischen 0,1 vH bei EPA und 14,6 vH bei DRI (sogar 22,9 vH bei VAR) liegt (vgl. Tabelle 2).

Über das, was man aus wirtschaftspolitischer Sicht – und auch im Hinblick auf die Konsequenzen für den Außenhandel – für das Wichtigste halten sollte, besteht zwischen den Modellen keine Einigkeit. Es geht vielmehr beinahe unentschieden aus: Nur in 8 von 23 Fällen ist die Übertragung des monetären Impulses auf das Ausland negativ gemäß (3b). Aber es fällt doch auf, daß nur MINIMOD alle Reaktionen, wie sie in der Wirkungskette (4) dargestellt sind, nachbilden kann. Bei den anderen Modellen mit Abwertung und negativer Übertragung zeigt die Leistungsbilanz eine umgekehrte Reaktion. Das Modell mit der stärksten Abwertung (VAR) zeigt dabei die gleichen (positiven) Wirkungen auf die Produktion im Ausland wie das mit der geringsten (WHARTON), ersteres aufgrund der außerordentlich starken Wachstumswirkungen einer Geldmengenerweiterung in den Vereinigten Staaten.

In den Simulationen, in denen eine Umkehrung des Übertragungseffektes herauskommt, wirken offensichtlich im Gefolge der Abwertung, d.h. Aufwertung bei den Partnern, Realkasseneffekte, Vermögenseffekte und/oder Sinken der Preise für importierte Vorleistungen stimulierend. Denn fast stets geht mit der Aufwertung eine Senkung des Preisniveaus CPI\* entsprechend (15) einher. In einigen Simulationen mit positiver Wirkung auf das Einkommen der Partner, wie im EEC-, OECD- und WHARTON-Modell, geht die Übertragung sicher über die Verbesserung der Leistungsbilanz B\*. Auf Konsistenzprobleme in einigen der Modelle weist indes hin, daß sich immerhin in drei Fällen die Leistungsbilanzen der Vereinigten Staaten und der übrigen OECD-Länder in die gleiche Richtung entwickeln, der Rest der Welt also unplausibel hohe Überschüsse oder Defizite hinnehmen muß.

### 3.2. Wechselkursentwicklung unter alternativen Politik-Regimes

Da dem Wechselkurs eine wesentliche Rolle bei der internationalen Transmission zukommt, sich aber gerade hier unterschiedliche geldpolitische Strategien besonders stark auswirken, soll diesem Punkt zusätzliche Aufmerksamkeit geschenkt werden. In den bisher diskutierten Simulationen wurden keine expliziten Annahmen zu den Zielen der jeweils verfolgten Geldpolitik getroffen. Im Zuge der Weiterentwicklung des

Tabelle 2

<b>Auswirkungen einer dauerhaften Erhöhung der Geldmenge um 4 vH</b>									
Abweichung von der Basissimulation in vH <sup>1</sup>									
Modell <sup>2</sup>	In der Region der Störung					In der anderen Region			
	Produktion	Verbraucherpreise	kurzfristiger Zins	Wechselkurs	Leistungsbilanzsaldo	Leistungsbilanzsaldo	kurzfristiger Zins	Verbraucherpreise	Produktion
<b>Erhöhung der Geldmenge in den Vereinigten Staaten</b>									
DRI	1,8	0,4	-2,3	-14,6	-1,4	14,5	-0,1	-1,3	-0,6
EEC	1,0	0,8	-2,4	-4,0	-2,8	1,2	-0,5	-0,4	0,2
EPA	1,2	1,0	-2,2	-6,4	-1,6	-10,1	-0,6	-0,5	-0,4
LINK	1,0	-0,4	-1,4	-2,3	-5,9	1,5	n.a.	-0,1	-0,1
LIVERPOOL	0,1	3,7	-0,3	-3,9	-13,0	0,1	-0,1	0,0	0,0
MCM	1,5	0,4	-2,2	-6,0	-3,1	-3,5	-0,5	-0,6	-0,7
MINIMOD	1,0	0,8	-1,8	-5,7	2,8	-4,7	-0,1	-0,2	-0,3
MSG	0,3	1,5	-0,8	-2,0	2,6	-4,4	-1,2	-0,7	0,4
OECD	1,6	0,7	-0,8	-2,6	-8,4	3,1	-0,1	-0,1	0,3
TAYLOR	0,6	1,2	-0,4	-4,9	n.a.	n.a.	-0,1	-0,2	-0,2
VAR	3,0	0,4	-1,9	-22,9	4,9	5,1	0,3	0,1	0,4
WHARTON	0,7	0,0	-2,1	-1,0	-5,1	5,3	-1,3	-0,1	0,4
<b>Erhöhung der Geldmenge in den übrigen OECD-Ländern</b>									
DRI	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
EEC	0,8	1	-1	-2,3	-5,2	1,9	0	0,1	0,1
EPA	0	0	-0,1	-0,1	-0,1	0,1	0	0	0
LINK	0,8	-0,6	n.a.	-2,3	-1,4	3,5	0	0	0,1
LIVERPOOL	0,4	2,8	-0,9	-8,4	7,1	-8,2	-1,1	-3,4	1,6
MCM	1,5	0,6	-2,1	-5,4	3,5	0,1	-0,2	-0,2	0
MINIMOD	0,8	0,2	-1,8	-4,8	3,6	-1,4	-0,6	-0,5	-0,3
MSG	0,2	1,5	-0,7	-1,4	-15,9	12	-1,2	-0,6	0,3
OECD	0,8	0,3	-1,3	-2,1	-1,6	2,3	-0,2	-0,1	0,1
TAYLOR	0,8	0,7	-0,3	-3,5	n.a.	n.a.	-0,2	-0,5	-0,1
VAR	0,7	-0,5	-3	-5,5	5,2	-10	0,6	-0,7	1,2
WHARTON	0,2	-0,1	-0,8	0,2	2,6	0,5	0	0	0

Nach Angaben in J.A. Frankel. – <sup>1</sup>Außer bei Zinsen (vH-Punkte) und Leistungsbilanz (Mrd. \$).  
<sup>2</sup>Zu den Modellen vgl. Tabelle 1.



Modell-Vergleichs-Projektes der Brookings Institution stand gerade dieser Aspekt im Mittelpunkt des Interesses<sup>30</sup>. Zu diesem Zweck wurden dort vier geldpolitische Konzeptionen formuliert, unter denen die an diesem Vergleich teilnehmenden acht Modelle gelöst wurden, und zwar eine Orientierung der Geldpolitik

30 Vgl. R. Bryant u.a. [I].

- an der Geldmenge
- am Nominaleinkommen
- am „Realeinkommen plus Inflation“
- an einem Wechselkursziel.

Da die Geldmenge in diesen Simulationen endogen bestimmt wird, sollen hier die Auswirkung einer fiskalpolitischen Störung durch eine vorübergehende Erhöhung des Staatsverbrauchs der Vereinigten Staaten um 1 vH des BIP untersucht werden. Betrachtet werden sollen hier die Auswirkungen auf die kurzfristigen Zinsen in den Vereinigten Staaten, in Deutschland sowie auf den Wechselkurs der D-Mark gegenüber dem Dollar, und zwar – weil es sich nur um eine vorübergehende Störung handelt – im Jahr der Erhöhung der Nachfrage.

Man sollte an sich davon ausgehen, daß mit genauerer Spezifikation der geldpolitischen Ziele die Diskrepanzen zwischen den Simulationen abnehmen, da eine der Ursachen unterschiedlicher Modellergebnisse beseitigt wird. Überraschenderweise ist dies allerdings nicht der Fall. Zwar reagieren auch hier die Modelle – wie theoretisch im Normalfall erwartet – überwiegend mit einer Aufwertung des Dollar, lediglich das LIVERPOOL-Modell zeigt erneut eine „anomale“ Reaktionsweise<sup>31</sup>. Jedoch ist die Spannweite bei den Dollaraufwertungen wiederum recht groß, begrenzt auf der einen Seite vom TAYLOR-Modell mit kaum spürbaren Reaktionen beim Wechselkurs und auf der anderen Seite vom McKibbin-Sachs-Modell mit seinen bekannt starken Wechselkursreaktionen (vgl. Tabelle 3). Weitgehend übereinstimmend war die Aufwertung des Dollar begleitet – oder hervorgerufen – von einer Vergrößerung der Zinsdifferenz zugunsten der Vereinigten Staaten. Da die Zinserhöhung in den Vereinigten Staaten im Falle einer am Einkommen (entweder Nominal- oder am Realeinkommen plus Inflation) orientierten Politik stärker ausfällt, ist in diesem Fall auch die Aufwertung des Dollar größer. Jedoch besteht zwischen den Modellen keine Einigkeit darüber, welche der verschiedenen Politiken die stärksten Wirkungen auf den Wechselkurs zeigt. Die Mehrzahl geht davon aus, daß bei einer einkommensorientierten Politik die Wechselkurswirkungen am größten sind, beim MCM-Modell fallen sie jedoch bei einer Geldmengenpolitik am stärksten aus und beim TAYLOR-Modell sogar bei einer Wechselkursorientierung (!) der Geldpolitik<sup>32</sup>.

Ein erwartungsgemäß abweichendes Reaktionsmuster zeigt sich bei der letzten Politikvariante, einer wechselkursorientierten Geldpolitik. Wie oben dargestellt, wirkt eine expansive Fiskalpolitik über den Einkommenseffekt in Richtung auf eine Abwertung der heimischen Währung – hier des Dollar –, während die bei hoher Kapitalmobilität stärker ins Gewicht fallende höhere Zinsdifferenz die letztlich zumeist dominierende Aufwertung bewirkt. Folglich müßte eine auf Wechselkursstabilisierung hinauslaufende Politik zu einer Verringerung der Zinsdifferenz führen. Die Geldpolitik müßte also expansiv wirken, damit zu niedrigeren Zinsen in den Vereinigten Staaten führen

---

31 In der im vorhergehenden Abschnitt vorgestellten älteren Simulation zeigt sich übrigens noch eine „normale“ Wechselkursreaktion.


32 Vgl. P. Hooper and R. Bryant, *Deterministic Simulations with Simple Policy Regimes*. In: R. Bryant u.a. (Eds.) [I], S. 261ff.



Tabelle 3

Zinsdifferenz zwischen den Vereinigten Staaten und Deutschland und Differenz des Dollar/D-Mark-Kurses bei alternativen Geldpolitiken								
Veränderungen gegenüber der Basissimulation in vH								
Modell <sup>2</sup>	Geldpolitik orientiert an							
	Geldmengenzielen		Nominaleinkommen		„Realeinkommen plus Inflation“		Wechselkurszielen	
	Zins- differenz	Wechsel- kurs	Zins- differenz	Wechsel- kurs	Zins- differenz	Wechsel- kurs	Zins- differenz	Wechsel- kurs
INTERMOD A	0,403	-0,536	1,211	-1,592	1,023	-1,346	0,114	-0,152
INTERMOD C	0,366	-0,488	1,267	-1,083	1,372	-0,660	0,130	-0,127
LIVERPOOL	0,390	0,160	0,390	0,160	0,140	-0,290	0,390	0,160
MCM	0,455	-1,173	0,233	-0,641	0,157	-0,439	-0,017	-0,005
MSG	1,522	-1,299	1,645	-1,390	1,707	-1,098	0,713	-0,785
MULTIMOD	0,271	-0,376	0,494	-0,363	0,163	-0,766	-0,019	-0,118
MX3	0,198	-0,068	0,914	-0,226	0,930	-0,225	-	-
TAYLOR	0,007	-0,003	1,394	-0,247	1,394	-0,246	0,938	0,685

Eigene Berechnung nach Angaben in R. Bryant, P. Hooper and C. Mann. – Zu den Modellbezeichnungen vgl. Tabelle 1 sowie INTERMOD: Modell von J. Helliwell für das Kanadische Finanzministerium bzw. die Bank von Kanada; MULTIMOD: Mehrländermodell des Internationalen Währungsfonds; MX3: Mehrländer-Politiksimulationsmodell des Federal Reserve Board.



und damit zu einer Abwertung des Dollar. Allerdings muß die Zinsdifferenz nicht ganz das Niveau vor der Störung erreichen, da die expansive Geldpolitik den Einkommenseffekt verstärkt, der tendenziell abwertend wirkt. Die Modellergebnisse sind in diesem Punkt aber insgesamt gesehen widersprüchlich: Zwei Modellen gelingt die Wechselkursstabilisierung letztlich nicht. Im MCM-Modell schwindet die Zinsdifferenz, und der Wechselkurs bleibt dadurch auf seinem ursprünglichen Niveau; ein Einkommenseffekt ist also offenbar nicht spürbar. Auch im INTERMOD A und C ist der Einkommenseffekt gering, da es hier bei einer gegenüber der Basislösung noch leicht größeren Zinsdifferenz zu einer geringen Aufwertung des Dollar kommt. Im LIVERPOOL-Modell hingegen überwiegt der Einkommenseffekt.

### 3.3. Relevanz des internationalen Übertragungsmechanismus

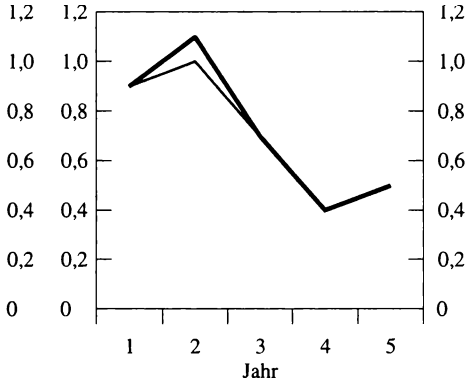
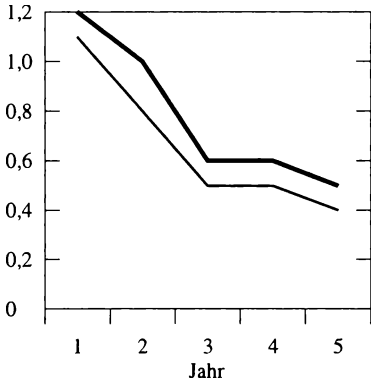
Angesichts des im Vergleich zu nationalen Modellen unbestreitbar höheren Aufwandes, der mit der Verwendung eines Mehrländer-Modells verbunden ist, stellen sich schließlich zwei Fragen: Erstens: Hängen die Ergebnisse, die ein Modell für ein einzelnes Land liefert, überhaupt wesentlich von den Rückkopplungen über die verbundenen Modelle ab? Zweitens: Liefern Mehrländer-Modelle letztlich plausiblere Ergebnisse als nationale Modelle? Hierzu sagt die Literatur zu den Mehrländer-Modellen recht wenig, was insofern nicht verwundert, als in der Regel die publizierten Simulationen von den Modellbauern selbst stammen, die wenig Tendenz zeigen, die Vorteile der Mehrländer-Modelle in Frage zu stellen.

### Auswirkungen einer Erhöhung der Staatsausgaben um 1 vH des BIP auf BSP und effektiven Wechselkurs im nationalen Teilmodell unter Einschluß der Rückkopplungen

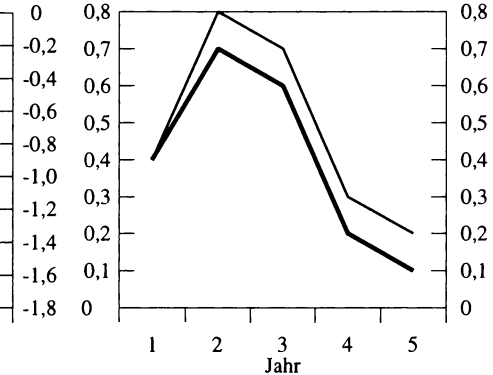
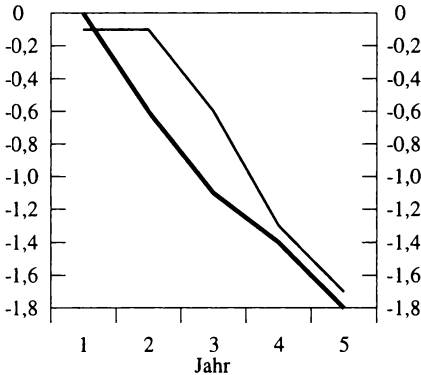
Abweichungen von der Basisprognose in vH-Punkten

Teilmodell für die Vereinigten Staaten

Teilmodell für Deutschland



Auswirkungen auf den effektiven Wechselkurs



— einschl. internationalem Verbund

— nur nationales Modell

Nach Angaben in P. Richardson [II].



Antworten auf die erste Frage sind mit Hilfe eines Vergleichs von verbundenen und unverbundenen Modellsimulationen möglich. Für das INTERLINK-Modell der OECD wurden solche Rechnungen Mitte der achtziger Jahre durchgeführt<sup>33</sup>. Sie machen deutlich, daß sich die Simulationsergebnisse für ein Land bei einer unverbun-

33 Vgl. P. Richardson [II], A Review of the Simulation Properties of OECD's INTERLINK Model. (OECD Department of Economics and Statistics Working Papers, no. 47.) Paris 1987. Auch für das QUEST-Modell sind verbundene und unverbundene Simulationen veröffentlicht, jedoch findet man darunter keine, die unter sonst gleichen Annahmen durchgeführt wurden.

denen Rechnung, in der also allein das nationale Teilmodell genutzt wurde, i.a. nur unwesentlich von den Ergebnissen unterscheiden, die sich unter Verwendung des Gesamtmodells einschließlich aller internationalen Verbindungen ergeben (vgl. das Schaubild). Die Rückwirkungen auf das Wachstum fallen im Grunde genommen nur bei den Vereinigten Staaten stärker ins Gewicht, während sie bei allen anderen OECD-Ländern bereits im Bereich der Rundungsdifferenzen zu suchen sind. Stärker sind die Auswirkungen naturgemäß auf Wechselkurse und Leistungsbilanzen, allerdings machen die dabei vorgefundenen vergleichsweise moderaten Unterschiede zwischen verbundenen und unverbundenen Simulationen deutlich, daß das Ausmaß der internationalen Rückwirkungen nicht überschätzt werden darf.

Einschränkend ist freilich anzumerken, daß das INTERLINK-Modell wie dargestellt vergleichsweise große nationale Teilmodelle enthält, in denen naturgemäß die internationalen Rückkopplungen ein geringeres Gewicht haben, als dies bei kleineren nationalen Teilmodellen – z.B. dem IMF-Modell – der Fall wäre. Auch geben die vorliegenden Simulationen nicht den neuesten Stand des Modells wieder.

Zur zweiten Frage nach der Prognoseleistung von Mehrländer-Modellen im Vergleich zu nationalen Modellen liegen entsprechende Vergleiche nicht vor. Einen ersten Hinweis geben mag die Festlegung von Llewellyn und Arai, die bei einem Vergleich von OECD-Prognosen mit nationalen Prognosen zu folgender Feststellung kommen: „OECD forecasts seem neither markedly superior nor markedly inferior to those of the national forecasters“<sup>34</sup>. Anzumerken ist allerdings, daß sich diese Äußerung nicht auf eine Modellprognose der OECD bezieht, sondern die im „Economic Outlook“ veröffentlichten Vorhersagen, von denen allerdings anzunehmen sein sollte, daß sie die Interdependenzen zwischen den OECD-Ländern besser berücksichtigen als die als Referenz herangezogenen nationalen Prognosen.

#### 4. Folgerungen

In einer Welt, die durch wachsende wirtschaftliche Interdependenzen geprägt ist, gewinnen Mehrländer-Modelle zweifelsohne an Attraktivität als Instrument der Konjunkturanalyse. Sie können auf der einen Seite zu einer besseren Erklärung konjunktureller Entwicklungen beitragen, da in ihnen der Einfluß des Auslandes auf die nationale Konjunktur detaillierter modelliert werden kann als in nationalen Modellen. Auf der anderen Seite finden jene Rückwirkungen der nationalen Wirtschaftspolitik Eingang in die Analyse, die auf dem Umweg über die Partnerländer im eigenen Land spürbar werden. Der vorliegende Beitrag zeigt aber, daß sich solche Modelle aus empirischer Perspektive schwertun, solche Erwartungen zu erfüllen.

Gerade bei der Modellierung der immer stärker an Bedeutung gewinnenden Verflechtung von Geld- und Kapitalmärkten haben die Mehrländer-Modelle in der Regel Defizite. Angesichts des vergleichsweise häufigen Wechsels der politischen Zielsetzung ist es verständlich, daß offenbar erhebliche Schwierigkeiten bestehen, solche

---

34 J. Llewellyn and H. Arai, *International Aspects of Forecasting Accuracy*. (OECD Economic Studies, no. 3.) Paris 1984, S. 73ff., hier S. 84.

Zusammenhänge empirisch zu quantifizieren. Die meisten Modelle lösen dieses letzte Problem, indem sie wahlweise verschiedene Zielsetzungen der Politik (Zinsziele, Geldmengenziele, Wechselkursziele) und entsprechende Reaktionsfunktionen für die Instrumentvariablen implementieren. Eine Folge dieser Vorgehensweise ist, daß gleiche fiskalpolitische oder monetäre Impulse aufgrund der jeweiligen Ausgestaltung der Übertragungsmechanismen je nach genutztem Modell zu sehr unterschiedlichen Reaktionen im Ausland führen können, wobei die Differenzen nicht allein Ausdruck der jeweils gewählten Politiken sind. Für Simulationszwecke mag ein solches Vorgehen durchaus befriedigen. Für die Konjunkturprognose bedeutet dies aber, daß auch Annahmen getroffen werden müssen, wie die Geld- und Währungspolitik in der jeweiligen Situation reagieren wird. Häufig wird dies umgangen, indem für Prognosezwecke Wechselkurse, Zinsen und monetäre Aggregate exogenisiert werden, wodurch natürlich einer der eingangs angesprochenen Vorteile der Mehrländer-Modelle verlorengeht<sup>35</sup>.

Im übrigen zeigen Vergleiche von verbundenen und unverbundenen Simulationen, daß die Rückwirkungen über den internationalen Modellzusammenhang keineswegs überschätzt werden dürfen; wenn hierzu auch nur wenige Erfahrungen vorliegen. Insofern dürfte der Fehler in der Einschätzung der nationalen Konjunktur, den man bei der ausschließlichen Verwendung nationaler Modelle macht, nicht allzu hoch zu veranschlagen sein. Dies gilt um so mehr, als die Verwendung eines nationalen Modells nicht ausschließt, daß internationale Rückkopplungen „außerhalb des Modells“ hergestellt werden können<sup>36</sup>. Ob Mehrländer-Modelle vor diesem Hintergrund unverzichtbar für die Prognose der deutschen Konjunktur sind, mag dahingestellt bleiben.

Allerdings nimmt angesichts der weiter voranschreitenden europäischen Integration, insbesondere mit Hinblick auf die Europäische Währungsunion, die Notwendigkeit zu, die deutsche Wirtschaft im Verbund mit ihren europäischen Partnern zu analysieren.

---

35 Vgl. NIESR (Ed.), S. 11.

36 Vgl. dazu z.B. R. Döhrn, Zum Einfluß der Vereinigten Staaten auf die wirtschaftliche Entwicklung in Europa. „RWI-Mitteilungen“, Jg. 44 (1993), S. 23ff., sowie U. Heilemann u.a., Konsolidierungs- und Wachstumserfordernisse – Fiskalperspektiven der Bundesrepublik in den neunziger Jahren. (Untersuchungen des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung, Heft 14.) Essen 1994, S. 71ff.

## **Verzeichnis der Autoren und Teilnehmer**

Dr. György Barabas

Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen

Klaus Bartsch

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut, Buchholz i.d. Nordheide

Dr. Oliver Dieckmann

Universität Hamburg, Institut für Wachstum und Konjunktur

Dr. Roland Döhrn

Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen

Prof. Dr. Joachim Frohn

Universität Bielefeld, Fakultät für Wirtschaftswissenschaft

Prof. Dr. Wolfgang Franz

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim

Thilo Gooddall-Rathert

Universität Freiburg, Institut für Allgemeine Wirtschaftsforschung, Abteilung für Statistik und Ökonometrie

Klaus Göggelmann

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim

Prof. Dr. Gerd Hansen

Christian-Albrechts-Universität Kiel, Institut für Statistik und Ökonometrie

Prof. Dr. Ullrich Heilemann

Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen

Wolfgang Hummel

Universität Freiburg, Institut für Allgemeine Wirtschaftsforschung

Dr. Wilfried Jahnke

Deutsche Bundesbank, Frankfurt a.M.

Dr. Günter Köpp

Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen

Dr. Jürgen Kröger

Kommission der Europäischen Gemeinschaften, Generaldirektion Wirtschaft und Finanzen, Brüssel

Dipl.-Vw. Harald Loy

Landeszentralbank Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf

Dr. Bernd Lucke  
Freie Universität Berlin, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft, Institut für Statistik  
und Ökonometrie

Prof. Dr. Dietrich Lüdeke  
Universität Freiburg, Institut für Allgemeine Wirtschaftsforschung, Abteilung für  
Statistik und Ökonometrie

Heinz Josef Münch  
Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen

Bernhard Pfaff  
Universität Freiburg, Institut für Allgemeine Wirtschaftsforschung

Prof. Dr. Horst Rinne  
Justus-Liebig-Universität Gießen, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft, Lehrstuhl  
für Statistik und Ökonometrie

Dr. Daniel Sarpong  
Universität der Bundeswehr Hamburg, Institut für Statistik und Quantitative Ökonomik

Dr. Elke Schäfer-Jäckel  
Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen

Prof. Dr. Josef Schira  
Gerhard-Mercator-Universität Gesamthochschule Duisburg, Fachbereich Wirt-  
schaftswissenschaften

Prof. Dr. Hans Schneeweiß  
Universität München, Institut für Statistik und Wissenschaftstheorie

Oliver Schwarz  
Universität Freiburg, Institut für Allgemeine Wirtschaftsforschung

Dr. Dirk Soyka  
Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen

Hans-Günther Süsser  
Bundesministerium für Wirtschaft, Bonn

Prof. Dr. Götz Uebe  
Universität der Bundeswehr Hamburg, Institut für Statistik und Quantitative Ökonomik

Prof. Dr. Uwe Westphal  
Universität Hamburg, Institut für Wachstum und Konjunktur

Dr. Peter Winker  
Universität Mannheim

Prof. Dr. Jürgen Wolters  
Freie Universität Berlin, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft, Institut für Statistik  
und Ökonometrie

Dietmar Zantke  
Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen

Dr. Gerd Zika  
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg